

**EKOIST Journal of  
Econometrics and  
Statistics**

**Dizinler / Indexing and Abstracting**

TÜBİTAK-ULAKBİM TR Dizin

ProQuest Central

DOAJ

ERIH PLUS

RePEc IDEAS

RePEc EconPapers

Cabells Journalytics

SOBIAD

**Sahibi / Owner**

Prof. Dr. Burak GÜRİŞ

İstanbul Üniversitesi, İktisat Fakültesi, Ekonometri Bölümü, İstanbul, Türkiye  
*Istanbul University, Faculty of Economics, Department of Econometrics, Istanbul, Türkiye*  
[bguris@istanbul.edu.tr](mailto:bguris@istanbul.edu.tr)

**Sorumlu Yazı İşleri Müdürü / Responsible Manager**

Arş. Gör. Dr. Nimet Melis ESENYEL İÇEN

İstanbul Üniversitesi, İktisat Fakültesi, Ekonometri Bölümü, İstanbul, Türkiye  
*Istanbul University, Faculty of Economics, Department of Econometrics, Istanbul, Türkiye*  
[melis.esenyel@istanbul.edu.tr](mailto:melis.esenyel@istanbul.edu.tr)

**Yazışma Adresi / Correspondence Address**

İstanbul Üniversitesi İktisat Fakültesi Ekonometri Bölümü  
İstanbul Üniversitesi Merkez kampüsü İktisat Fakültesi Ekonometri Bölümü Beyazıt/Fatih, İstanbul,  
Türkiye  
Telefon: +90 (212) 440-0000/11671  
Fax: +90 (212) 520 82 86  
E-mail: [ekoist@istanbul.edu.tr](mailto:ekoist@istanbul.edu.tr)  
<https://dergipark.org.tr/tr/pub/ekoist>  
<https://iupress.istanbul.edu.tr/en/journal/ekoist/home>

**Yayıncı / Publisher**

İstanbul Üniversitesi Yayınevi / Istanbul University Press  
İstanbul Üniversitesi Merkez Kampüsü, 34452 Beyazıt, Fatih / İstanbul, Türkiye  
Telefon / Phone: +90 (212) 440 00 00

---

Dergide yer alan yazılardan ve aktarılan görüşlerden yazarlar sorumludur.  
*Authors bear responsibility for the content of their published articles.*

Yayın dili Türkçe ve İngilizce'dir.  
*The publication languages of the journal are Turkish and English.*

Haziran ve Aralık aylarında, yılda iki sayı olarak yayımlanan uluslararası, hakemli, açık erişimli ve bilimsel bir dergidir.

*This is a scholarly, international, peer-reviewed, open-access journal published biannually in June, December.*

---

**Yayın Türü / Publication Type:** Yaygın Süreli / Periodical

---

## DERGİ YAZI KURULU / EDITORIAL MANAGEMENT BOARD

### Baş Editör / Editor-in-Chief

**Prof. Dr. Burak GÜRİŞ** – İstanbul Üniversitesi, İktisat Fakültesi, Ekonometri Bölümü, İstanbul, Türkiye – [bguris@istanbul.edu.tr](mailto:bguris@istanbul.edu.tr)

### Baş Editör Yardımcıları / Co-Editors-in-Chief

**Prof. Dr. Burcu KIRAN BAYGIN** – İstanbul Üniversitesi, İktisat Fakültesi, Ekonometri Bölümü, İstanbul, Türkiye – [kburcu@istanbul.edu.tr](mailto:kburcu@istanbul.edu.tr)

**Doç. Dr. Aycan HEPSAĞ** – İstanbul Üniversitesi, İktisat Fakültesi, Ekonometri Bölümü, İstanbul, Türkiye – [hepsag@istanbul.edu.tr](mailto:hepsag@istanbul.edu.tr)

### Editorial İlişkiler Yöneticileri / Editorial Relations Managers

**Prof. Dr. Ali Karun NEMLİOĞLU** – İstanbul Üniversitesi, İktisat Fakültesi, Ekonometri Bölümü, İstanbul, Türkiye – [karun@istanbul.edu.tr](mailto:karun@istanbul.edu.tr)

**Prof. Dr. Mustafa TEKİN** – İstanbul Üniversitesi, İktisat Fakültesi, Ekonometri Bölümü, İstanbul, Türkiye – [mustafatek@istanbul.edu.tr](mailto:mustafatek@istanbul.edu.tr)

### Editorial Asistanlar / Editorial Assistants

**Arş. Gör. Hüseyin İÇEN** – İstanbul Üniversitesi, İktisat Fakültesi, Ekonometri Bölümü, İstanbul, Türkiye – [huseyin.icen@istanbul.edu.tr](mailto:huseyin.icen@istanbul.edu.tr)

**Arş. Gör. Sinan DEMİREZEN** – İstanbul Üniversitesi, İktisat Fakültesi, Ekonometri Bölümü, İstanbul, Türkiye – [sinan.demirezen@istanbul.edu.tr](mailto:sinan.demirezen@istanbul.edu.tr)

**Arş. Gör. Dr. Nimet Melis ESENYEL İÇEN** – İstanbul Üniversitesi, İktisat Fakültesi, Ekonometri Bölümü, İstanbul, Türkiye – [melis.esenyel@istanbul.edu.tr](mailto:melis.esenyel@istanbul.edu.tr)

**Arş. Gör. Buğra POLAT** – İstanbul Üniversitesi, İktisat Fakültesi, Ekonometri Bölümü, İstanbul, Türkiye – [bugra.polat@istanbul.edu.tr](mailto:bugra.polat@istanbul.edu.tr)

### Teknik Uzmanlar / Technical Specialists

**Arş. Gör. Simge Akdağ** – İstanbul Üniversitesi, İktisat Fakültesi, Yöneylem Ana Bilim Dalı, İstanbul Üniversitesi, İstanbul, Türkiye – [simgeakdag@istanbul.edu.tr](mailto:simgeakdag@istanbul.edu.tr)

**Arş. Gör. Dr. Haydar EKELİK** – İstanbul Üniversitesi, İktisat Fakültesi, Ekonometri Bölümü, İstanbul, Türkiye – [haydar.ekelik@istanbul.edu.tr](mailto:haydar.ekelik@istanbul.edu.tr)

### Etik Editörü/ Ethics Editor

**Prof. Dr. Ahmet Mucip GÖKÇEN** – İstanbul Rumeli Üniversitesi, İstanbul, Türkiye – [ahmet.gokcen@rumeli.edu.tr](mailto:ahmet.gokcen@rumeli.edu.tr)

### Tanıtım Yöneticisi / Publicity Manager

**Arş. Gör. Simge Akdağ** – İstanbul Üniversitesi, İktisat Fakültesi, Yöneylem Ana Bilim Dalı, İstanbul Üniversitesi, İstanbul, Türkiye – [simgeakdag@istanbul.edu.tr](mailto:simgeakdag@istanbul.edu.tr)

### İngilizce Dil Editörü / English Language Editor

**Elizabeth Mary EARL** – İstanbul Üniversitesi, Yabancı Diller Yüksekokulu – [elizabeth.earl@istanbul.edu.tr](mailto:elizabeth.earl@istanbul.edu.tr)

## YAYIN KURULU / EDITORIAL ADVISORY BOARD

**Prof. Dr. Anıl K. BERA** – University of Illinois, College of Liberal Arts & Sciences, Department of Economics, Şikago, Amerika Birleşik Devletleri – [abera@uiuc.edu](mailto:abera@uiuc.edu)

**Prof. Dr. Mehmet CANER** – The Ohio State University, Department Of Economics, Ohio, United States – [caner.12@osu.edu](mailto:caner.12@osu.edu)

**Prof. Dr. Nicholas APERGIS** – University of Piraeus, Department of Banking and Financial Management, Atina, Yunanistan – [apergis1962@gmail.com](mailto:apergis1962@gmail.com)

**Prof. Dr. Jamal HUSEIN** – Angelo State University, Department of Accounting, Economics and Finance, Texas, United States – [jamal.husein@angelo.edu](mailto:jamal.husein@angelo.edu)

**Prof. Dr. Sakkthivel ANNAMALAI MANICKAM** – Skyline University Collage, School of Business, Department of Marketing, Sharjah UAE – *Skyline University Collage, School of Business, Department of Marketing, Sharjah UAE*

**Prof. Dr. Ram SHANMUGAM** – Texas State University, Honorary Professor of International Studies, School of Health Administration, San Marcos, TX 78666, USA – [shanmugam@txstate.edu](mailto:shanmugam@txstate.edu)

**Prof. Dr. M. Thomas PAUL** – PNG University of Technology, Department of Business Studies, Morobe Province, Papua New Guinea (PNG) – [thomas.paul@pnguot.ac.pg](mailto:thomas.paul@pnguot.ac.pg)

**Prof. Dr. Fatmir MEMAJ** – University of Tirana, Faculty of Economics, Department of Applied Statistics and Informatics, Tirana Albania – [fatmirmemaj@feut.edu.al](mailto:fatmirmemaj@feut.edu.al)

**Dr. Ojonugwa USMAN** – School of Business Education, Federal College of Education (Technical), Department of Business Education, Potiskum, Yobe State, Nigeria – [usmanojonugwa@gmail.com](mailto:usmanojonugwa@gmail.com)

**Prof. Dr. Cem CANEL** – UNCW Cameron School of Business, University of North Carolina, Department of Operation Management, Wilmington – [canelc@uncw.edu](mailto:canelc@uncw.edu)

**Prof. Dr. Nilgün ÇİL** – İstanbul Üniversitesi, İktisat Fakültesi, Ekonometri Bölümü, İstanbul, Türkiye – [nilgun.cil@istanbul.edu.tr](mailto:nilgun.cil@istanbul.edu.tr)

**Prof. Dr. Seyhun DOĞAN** – İstanbul Üniversitesi, İktisat Fakültesi, İktisat Bölümü, İstanbul, Türkiye – [sdogan@istanbul.edu.tr](mailto:sdogan@istanbul.edu.tr)

**Prof. Dr. Haluk Zülfikar** – İstanbul Üniversitesi, İktisat Fakültesi, İktisat Bölümü, İstanbul, Türkiye – [zulfikar@istanbul.edu.tr](mailto:zulfikar@istanbul.edu.tr)

**Prof. Dr. Mithat Zeki DİNÇER** – İstanbul Üniversitesi, İktisat Fakültesi, İktisat Bölümü, İstanbul, Türkiye – [mzdincer@istanbul.edu.tr](mailto:mzdincer@istanbul.edu.tr)

**Prof. Dr. Veysel BOZKURT** – İstanbul Üniversitesi, İktisat Fakültesi, İktisat Bölümü, İstanbul, Türkiye – [vbozkurt@istanbul.edu.tr](mailto:vbozkurt@istanbul.edu.tr)

**Prof. Dr. Burak SALTOĞLU** – Boğaziçi Üniversitesi, İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi, Ekonomi Bölümü, İstanbul, Türkiye – [burak.saltoglu@boun.edu.tr](mailto:burak.saltoglu@boun.edu.tr)

**Prof. Dr. Ahmet Mucip GÖKÇEN** – Rumeli Üniversitesi, İktisadi, İdari Ve Sosyal Bilimler Fakültesi, Siyaset Bilimi ve Kamu Yönetimi Bölümü, İstanbul, Türkiye – [agokcen@istanbul.edu.tr](mailto:agokcen@istanbul.edu.tr)

**Prof. Dr. Fazıl GÜLER** – Yeditepe Üniversitesi, Ticari Bilimler Fakültesi, Uluslararası Ticaret ve İşletmecilik Bölümü, İstanbul, Türkiye – [fazil.guler@istanbul.edu.tr](mailto:fazil.guler@istanbul.edu.tr)

**Prof. Dr. H. Targan ÜNAL** – Doğuş Üniversitesi, İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi, İşletme Bölümü, İstanbul, Türkiye – [targan.unal@okan.edu.tr](mailto:targan.unal@okan.edu.tr)

**Prof. Dr. Nurcan METİN** – Trakya Üniversitesi, İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi, Ekonometri Bölümü, Edirne, Türkiye – [nurcanmetin@trakya.edu.tr](mailto:nurcanmetin@trakya.edu.tr)

## DANIŞMA KURULU / ADVISORY BOARD

**Prof. Dr. Ercan SARIDOĞAN** – İstanbul Üniversitesi, İktisat Fakültesi, Ekonometri Bölümü, İstanbul, Türkiye – [ercan.saridogan@istanbul.edu.tr](mailto:ercan.saridogan@istanbul.edu.tr)

**Prof. Dr. Ferda YERDELEN TATOĞLU** – İstanbul Üniversitesi, İktisat Fakültesi, Ekonometri Bölümü, İstanbul, Türkiye – [yerdelen@istanbul.edu.tr](mailto:yerdelen@istanbul.edu.tr)

**Prof. Dr. Handan YOLSAL** – İstanbul Üniversitesi, İktisat Fakültesi, Ekonometri Bölümü, İstanbul, Türkiye – [yolsalh@istanbul.edu.tr](mailto:yolsalh@istanbul.edu.tr)

**Prof. Dr. Kutluk Kağan SÜMER** – İstanbul Üniversitesi, İktisat Fakültesi, Ekonometri Bölümü, İstanbul, Türkiye – [kutluk@istanbul.edu.tr](mailto:kutluk@istanbul.edu.tr)

**Prof. Dr. Mehmet Hakan SATMAN** – İstanbul Üniversitesi, İktisat Fakültesi, Ekonometri Bölümü, İstanbul, Türkiye – [mhsatman@istanbul.edu.tr](mailto:mhsatman@istanbul.edu.tr)

**Prof. Dr. Melda AKIN** – İstanbul Üniversitesi, İstanbul, İktisat Fakültesi, Ekonometri Bölümü, İstanbul, Türkiye – [akin01@istanbul.edu.tr](mailto:akin01@istanbul.edu.tr)

**Prof. Dr. Sema ULUTÜRK AKMAN** – İstanbul Üniversitesi, İktisat Fakültesi, Ekonometri Bölümü, İstanbul, Türkiye – [akmans@istanbul.edu.tr](mailto:akmans@istanbul.edu.tr)

**Doç. Dr. Hakan BEKTAŞ** – İstanbul Üniversitesi, İstanbul, İktisat Fakültesi, Ekonometri Bölümü, İstanbul, Türkiye – [hbektas@istanbul.edu.tr](mailto:hbektas@istanbul.edu.tr)

**Doç. Dr. Leyla Aylin AKTÜKÜN** – İstanbul Üniversitesi, İktisat Fakültesi, Ekonometri Bölümü, İstanbul, Türkiye – [aylin@istanbul.edu.tr](mailto:aylin@istanbul.edu.tr)

**Doç. Dr. Özlem YORULMAZ** – İstanbul Üniversitesi, İktisat Fakültesi, Ekonometri Bölümü, İstanbul, Türkiye – [yorulmaz@istanbul.edu.tr](mailto:yorulmaz@istanbul.edu.tr)

**Dr. Öğr. Üyesi Leyla YÜCEL** – İstanbul Üniversitesi, İktisat Fakültesi, Ekonometri Bölümü, İstanbul, Türkiye – [isbilen@istanbul.edu.tr](mailto:isbilen@istanbul.edu.tr)

**Dr. Öğr. Üyesi Özlem GÖKTAŞ** – İstanbul Üniversitesi, İktisat Fakültesi, Ekonometri Bölümü, İstanbul, Türkiye – [ozlemg@istanbul.edu.tr](mailto:ozlemg@istanbul.edu.tr)

**Dr. Öğr. Üyesi Seda KARAKAŞ GEYİK** – İstanbul Üniversitesi, İktisat Fakültesi, Ekonometri Bölümü, İstanbul, Türkiye – [kseda@istanbul.edu.tr](mailto:kseda@istanbul.edu.tr)

**Dr. Öğr. Üyesi Şenol EMİR** – İstanbul Üniversitesi, İstanbul, İktisat Fakültesi, Ekonometri Bölümü, İstanbul, Türkiye – [senol.emir@istanbul.edu.tr](mailto:senol.emir@istanbul.edu.tr)

## İÇİNDEKİLER / CONTENTS

### ARAŞTIRMA MAKALELERİ / RESEARCH ARTICLES

- Winter Rice Trend Analysis and Change Point Detection in Assam's North Bank Plains Zone (NBPZ): A Non-Parametric Approach  
**Rabijita BURAGOHAİN, Hemanta SAIKĪA, Dhruba DAS** ..... 1
- Analysis of Skills and Qualifications Required in Data Scientist Job Postings Based on the Pareto Analysis Perspective Using Text Mining  
**Erkan İŞİĞİÇOK, Sadullah ÇELİK, Dilek ÖZDEMİR YILMAZ** ..... 10
- Asset Allocation with Combined Models Based on Game-Theory Approach and Markov Chain Models  
**Salih ÇAM** ..... 26
- NARDL Yönteminin Kripto Para Birimlerine Yönelik Bir Monte Carlo Simülasyon Analizi  
*A Monte Carlo Simulation Analysis of the NARDL Method with Regard to Cryptocurrencies*  
**Abdulsamet AÇA, Kemal Dinçer DİNGEÇ** ..... 37
- Key Macroeconomic Variables under Exchange Rate Volatility: Time-Varying Causality in the Presence of Structural Breaks and Nonlinearity  
**Oğuz TÜMTÜRK** ..... 49
- A Causal Relationship Among the Financial Indicators of Bitcoin, Gold, and VIX: An Empirical Analysis of the Fragile Five  
**Emin KARATAŞ, Ayyüce MEMİŞ KARATAŞ** ..... 65
- Co2 Emisyonlarını Etkileyen Faktörlerin Zamanla Değişen Katsayılı Parametrik Olmayan Panel Veri Modelleri ile Analizi  
*Analyzing the Factors Affecting CO2 Emissions Using Nonparametric Time Varying Coefficient Panel Data Models*  
**Sevcan ÇAĞLAYAN, Selahattin GÜRİŞ** ..... 76
- Sera Gazı Emisyon Ölçütleri Üzerine K-Ortalama ve Hiyerarşik Kümeleme Analizi: G20 Örneği  
*Greenhouse Gas Emission-Based K-Means and Hierarchical Cluster Analysis : The Case of the G20*  
**Mutlu TÜZER, Seyhun DOĞAN** ..... 89
- Analysis of the Relationships among Compulsory Health Spending, Doctors, Hospital Beds and Hospital Stays for Turkey  
**Esra N. KILCI** ..... 101

## İÇİNDEKİLER / CONTENTS

|  |            |
|--|------------|
| A Comparison of Forecasting Performance of PPML and OLS Estimators: The Gravity Model in Air Cargo Market  |            |
| <b>Umut AYDIN, Gizem KAYA, Burç ÜLENGİN</b> .....  | <b>112</b> |
| The Hybrid New Keynesian Phillips Curve: An Application For Türkiye  |            |
| <b>Havva KOÇ</b> .....   | <b>129</b> |
| Şoklar Brezilya, Güney Afrika ve Yeni Zelanda'da Kişi Başı Ekolojik Dengeyi Kalıcı Olarak Etkiler mi?<br><i>Do Shocks Permanently Affect Ecological Balance Per Capita in Brazil, South Africa, and New Zealand?</i>   |            |
| <b>Mehmet ERDOĞMUŞ</b> .....   | <b>147</b> |
| A Comparative Perspective on Multivariate Modeling of Insurance Compensation Payments with Regression-Based and Copula-Based Models  |            |
| <b>Övgücan Karadağ ERDEMİR</b> .....   | <b>161</b> |
| Sermaye Yeterlilik Oranı ile Finansal Rasyolar Arasındaki İlişkinin Panel Veri Analizi ile Tespiti: Türk Bankacılık Sektörü Üzerine Bir Çalışma<br><i>Determining the Relationship Between Capital Adequacy Ratio and Financial Ratios with Panel Data Analysis: A Study on the Turkish Banking Sector</i> |            |
| <b>Batuhan MEDETOĞLU</b> .....   | <b>172</b> |
| ODKA Ülkelerinin Savunma Harcama Yakınsaması: Çok Kırılmalı Fourier Panel Birim Kök Testinden Kanıtlar<br><i>Convergence of Military Expenditures in MENA Countries: Evidences from a Fourier Panel Unit Root Test with Multiple Breaks</i>  |            |
| <b>İbrahim Sezer BELLİLER</b> .....  | <b>183</b> |



## EDİTÖRDEN

Sayının ilk makalesi Rabijita Buragohain, Hemanta Saikia ve Dhruba Das tarafından hazırlanan **Trend Analysis and Change Point Detection of Winter Rice in North Bank Plains Zone (NBPZ) of Assam: A Non-Parametric Approach** başlıklı çalışmadır. Çalışmada Hindistan'ın Kuzeydoğu eyaletlerinden biri olan Assam'da kış pirinci verimliliğinin belirlenmesi amaçlanmıştır. Bu amaçla kış pirinci üretimi, tarım alanı ve verimlilik değişkenleri için Mann-Kendall ve Sen testleri kullanılarak trend analizi yapılmıştır. Serilerdeki homojenliğin belirlenmesi için ise Pettitt ve Buisahand testleri kullanılmıştır. Elde edilen bulgulara göre, son otuz yılda Kuzey Bankası Ovası Bölgesi'nde (NBPZ) alanın azalmasına rağmen, çalışmada kış pirinci üretiminin ve verimliliğinin arttığı sonucuna ulaşılmıştır.

Sayının 2. sırasında **“Analysis of Skills and Qualifications Required in Data Scientist Job Posting Based on the Pareto Analysis Perspective Using Text Mining”** başlıklı Erkan Işığışok, Sadullah Çelik ve Dilek Özdemir Yılmaz'a ait makale yer almaktadır. Çalışmada, veri bilimi alanında iş arayanların hangi becerilere, tekniklere, konulara, alanlara vb. öncelik vermesi gerektiği metin madenciliği teknikleri ile belirlenmiştir. Bu amaçla Türkiye ve ABD'den 200 veri bilimci iş ilanı analiz edilmiştir. Sonuçlara göre, veri Bilimci istihdam etmek istediğini bildiren işverenler, Makine Öğrenmesi, Veri Bilimi, Python, SQL, R, İstatistik ve Matematik alanlarında uzman kişileri, lisans, yüksek lisans ve doktora eğitim seviyelerine sahip kişileri, 3+ yıl iş tecrübesine sahip kişileri ve Görselleştirme, Veri Madenciliği, Tahmin, NLP ve Kümeleme tekniklerini bilen kişileri tercih ettiği sonucuna ulaşılmıştır.

Sayının üçüncü makalesi **“Asset Allocation with Combined Models Based on Game-Theory Approach and Markov Chain Models”** başlıklı Salih Çam'a ait çalışmadır. BIST 30'da işlem gören 29 hisse senedi ile çeşitli modeller analiz edilmiştir. Elde edilen bulgulara göre oyun teorisine dayalı olarak oluşturulan portföyün diğer modellere kıyasla daha yüksek getiri sağladığı ifade edilmiştir.

Sayının 4. sırasında **“A Monte Carlo Simulation Analysis of The NARDL Method with A View Towards Cryptocurrencies”** başlıklı Abdülsamet Aça ve Kemal Dinçer Dingiş tarafından yazılan makale yer almaktadır. Bu çalışmada, normal dağılıma sahip olmayan kripto paralar ile diğer değişkenler arasındaki uzun ve kısa dönemli asimetrik ilişkileri gösteren NARDL modelinin farklı ağır kuyruklu dağılımlar (Student t-dağılımı ve Skew-t dağılımı) altında güvenilirliği test edilmiştir. Çalışmanın sonunda, NARDL modelinin kripto paralar gibi normal dağılıma sahip olmayan zaman serileri için kullanıldığında elde edilen istatistiksel çıkarımların çoğunlukla güvenilir olduğu sonucuna varılmıştır.

Sayının 5. sırasında Oğuz Tümtürk tarafından yazılan **“Key Macroeconomic Variables under Exchange Rate Volatility: Time-Varying Causality in the Presence of Structural Breaks and Nonlinearity”** isimli makale yer almaktadır. Bu makalede, döviz kuru ile GSYİH, enflasyon oranı ve faiz oranı arasındaki nedensellik ilişkisi Toda and Yamamoto (1995) ve Shi, Hurn, and Phillips (2020) nedensellik testleri aracılığıyla incelenmiştir. Sonuçlar Döviz kuru ile faiz oranları arasında nedensellik ilişkisi olduğunu ve döviz kurundaki oynaklığın enflasyonun belirleyicisi olduğunu vurgulamaktadır.

Emin Karataş Ve Ayyüce Memiş Karataş tarafından yazılan **“A Causal Relationship Between Financial Indicators, Bitcoin, Gold, And Vix: An Empirical Analysis From Fragile Five Countries”** isimli makale sayının 6. sırasında yer almaktadır. Çalışmada kırılmalı 5'li ülkelerinde döviz kurları, 10 yıllık tahvil getirileri ve Merkez Bankası politika faizleri arasındaki nedensellik ilişkisi, Altın, Bitcoin fiyatı ve Volatilité Endeksi (VIX) gibi küresel göstergelerle karşılaştırılmaktadır. . Elde edilen bulgular Türkiye, Endonezya ve Güney Afrika için döviz kurları ile faiz oranları arasında nedensellik ilişkisinin olduğunu, Brezilya ve Hindistan için ise bu ilişkinin olmadığını göstermektedir. Bununla birlikte VIX, politika faizleri ve farklı döviz kurları olmak üzere yedi farklı değişkenden etkilenen en önemli değişkendir.

Sayının 7. sıradaki makalesi Sevcan Çağlayan ve Selahattin Güriş'e ait **“CO2 Emisyonlarını Etkileyen Faktörlerin Zamanla Değişen Katsayılı Parametrik Olmayan Panel Veri Modelleri İle Analizi”** başlıklı çalışmadır. Çalışmada 14 OECD ülkesinin 2000-2021 yılları arasındaki verileri zamanla değişen katsayılı parametrik olmayan panel veri modeliyle incelenmiştir.

Sayının 8. sıradaki makalesi **“Sera Gazı Emisyon Ölçütleri Üzerine K-Ortalama ve Hiyerarşik Kümeleme Analizi: G20 Örneği”** başlıklı Mutlu Tüzer ve Seyhun Doğan'a aittir. Çalışmada, farklı emisyon ölçütlerine dayalı olarak iki farklı kümeleme analizi yöntemiyle G20 üyelerinin birbirleriyle karşılaştırılmıştır.

9. sıradaki makale Esra Kılıcı'ya ait **“Analysis of the Relationships among Compulsory Health Spending, Doctors, Hospital Beds and Hospital Stays for Turkey”** başlıklı çalışmadır. Makalede zorunlu sağlık harcamaları ile diğer sağlık göstergeleri arasındaki ilişki Fourier nedensellik testleri ile analiz edilmiştir.

Sayının 10. sırasındaki makale Umut Aydın, Gizem Kaya Ve Burç Ülengin'e ait "**A Comparison of Forecasting Performance of PPML and OLS Estimators: The Gravity Model in Air Cargo Market**" başlıklı çalışmadır. Çalışmada taşınan toplam kargo miktarları için oluşturulan modellerin tahmin performansları karşılaştırılmıştır.

Sayının 11. sırasında Havva Koç tarafından yazılan "**The Hybrid New Keynesian Phillips Curve: An Application For Türkiye**" başlıklı çalışma yer almaktadır. Bu çalışmada, 2013 ile 2022 arasında Vektör Otoregresif model yardımı ile TCMB beklenti anketi ile ölçülen gelecek 12 aya ilişkin enflasyon beklentilerinin, beklenen politika faiz oranının, TL'de beklenen değer kaybının, çıktı açığı ve ithalat fiyatlarının enflasyon üzerindeki etkilerini araştırılmıştır. Çalışmada, Merkez bankası veya ekonomik otoritenin enflasyon belirsizliğini azaltarak beklentilere dayalı politikalar geliştirmesi enflasyona olumlu etki yapacağı vurgulanmıştır.

Sayının 12. sırasında "**Şoklar Brezilya, Güney Afrika ve Yeni Zelanda'da Kişi Başı Ekolojik Dengeyi Kalıcı Olarak Etkiler mi?**" başlıklı Mehmet Erdoğan'a ait makale yer almaktadır. Çalışmada Brezilya, Güney Afrika ve Yeni Zelanda için ayrı ayrı hesaplanan kişi başı ekolojik dengenin şoklardan kalıcı olarak etkilenip etkilenmediği belirlenmiştir. Analiz dönemi incelenen tüm ülkeler için (veri mevcudiyetine bağlı olarak) 1961–2022 dönemini kapsamaktadır. Kişi başı ekolojik denge, kişi başı biyolojik kapasiteden kişi başı ekolojik ayak izinin çıkarılması ile elde edilmiştir. Elde edilen bulgulara göre Brezilya, Güney Afrika ve Yeni Zelanda için ayrı ayrı hesaplanan kişi başı ekolojik dengeye yönelik şokların kalıcı etkiye sahip olduğu bulunmuştur.

Sayının 13. sırasında Övgücan Karadağ Erdemir tarafından yazılan "**A Comparative Perspective on Multivariate Modeling of Insurance Compensation Payments with Regression-Based and Copula-Based Models**" isimli makale yer almaktadır. Çalışmada, Türkiye motorlu kara taşıtları zorunlu mali sorumluluk sigortasına ilişkin 2018-2022 yılları arasındaki tazminat ödemeleri, regresyon bazlı ve copula bazlı çok değişkenli istatistiksel yöntemler kullanılarak karşılaştırmalı olarak modellenmiştir. Model sonuçlarının karşılaştırılmasına göre, sigorta tazminat ödemelerinin çok değişkenli modellenmesi için copula bazlı modellerin karışımının daha uygun olduğu vurgulanmaktadır.

14. sıradaki "**Sermaye Yeterlilik Oranı ile Finansal Rasyolar Arasındaki İlişkinin Panel Veri Analizi ile Tespiti: Türk Bankacılık Sektörü Üzerine Bir Çalışma**" başlıklı makale Batuhan Medetoğlu tarafından kaleme alınmıştır. Çalışmada aktif büyüklüğü en fazla olan 10 banka ile çeşitli finansal oranları arasındaki ilişki panel veri yöntemi ile analiz edilmiştir. Elde edilen bulgulara göre, sermaye yeterlilik oranı ile tüm değişkenlerin istatistiksel olarak anlamlı ilişkiye sahip olduğu ifade edilmiştir.

İbrahim Sezer Belliler tarafından yazılan "**ODKA Ülkelerinin Savunma Harcama Yakınsaması: Çok Kırılmalı Fourier Panel Birim Kök Testinden Kanıtlar**" isimli makale sayının 15. sırasında yer almaktadır. Makale 1977-2021 yılları arasında 12 ODKA ülkesinin (Cezayir, Bahreyn, Mısır, İran, İsrail, Ürdün, Kuveyt, Fas, Umman, Suudi Arabistan, Tunus, Türkiye) savunma harcama yüklerinin yakınsama analizi incelenmektedir. Çalışmada yatay Kesit bağımlılığı ve birimler arası heterojenliği dikkate alan Bahmani-Oskooee(2014)'nin Çok Kırılmalı Fourier Panel Birim kök testi kullanılmıştır. Elde edilen bulgulara göre Bahreyn, Ürdün, Kuveyt, Suudi Arabistan ve Türkiye'nin savunma harcamaları ODKA ortalamasına yakınsama davranışı göstermektedir.

Prof. Dr. Burak GÜRİŞ

Baş Editör

# Winter Rice Trend Analysis and Change Point Detection in Assam's North Bank Plains Zone (NBPZ): A Non-Parametric Approach

Rabijita Buragohain<sup>1</sup> , Hemanta Saikia<sup>2</sup> , Dhruva Das<sup>3</sup> 

<sup>1</sup>Assam Agricultural University, Department of Agricultural Statistics, Jorhat, India

<sup>2</sup>(Assist. Prof.), Assam Agricultural University, Department of Agricultural Statistics, Jorhat, India

<sup>3</sup>(Assist. Prof.), Dibrugarh University, Department of Statistics, Dibrugarh, India

## ABSTRACT

Rice from Assam is well-known for having a wide range of genetic varieties. In the past, Assam produced more rice due to its geographic location and climatic conditions. The main rice crop in Assam is winter rice, which makes up a significant amount of the state's overall rice production. The NBPZ is one of the key locations where agriculture provides many people with a means of subsistence. The goal of the study is to determine the turning point for winter rice productivity in Assam's NBPZ by analyzing trends regarding winter rice output, area, and productivity. The transition point for the productivity of winter rice was discovered by analyzing more than 30 years of NBPZ data. The study also shows the NBPZ to not just be restricted to researching winter rice's climate-resilient productivity but to also have a critical need to adopt efficient crop production and productivity measures. Thus, the study's findings are anticipated to be able to help policymakers create an effective agricultural policy that is easier for farmers to adopt.

**Keywords:** change point, hypothesis testing, non-parametric, trend analysis

## Introduction

Assam is a state in northeastern India, and 69% of its population is dependent on agriculture. Assam has six agroclimatic zones: the Upper Brahmaputra Valley Zone (UBVZ), Lower Brahmaputra Valley Zone (LBVZ), Central Brahmaputra Valley Zone (CBVZ), North Bank Plains Zone (NBPZ), Barak Valley Zone (BVZ), and Hills Zone (HZ). This study specifically focuses on the NBPZ, which is comprised of the six districts of Dhemaji, Lakhimpur, Sonitpur, Biswanath Chariali, Darrang, and Udalguri. Altogether, these districts cover 18.37% of the total area of Assam. This NBPZ area has a unique geographical location surrounded by hills, alongside which flows the mighty Brahmaputra River, which is a blessing for any crop grown in this zone. Because of its unique geographical location, the NBPZ encounters weather variability that resultantly influences the crop productivity. The NBPZ has historically produced more rice due to its physical characteristics, climatic circumstances, and geographic location. Winter rice is the main rice crop that accounts for a significant share of the nation and zone's overall rice production. Winter rice earns its name from when it is harvested. It is sown sometime between June and July and harvested between November and December.

However, the time for sowing winter rice is the same time the Brahmaputra and its tributaries deluge the NBPZ, which also causes an imbalance in agricultural crop production in this zone. Climate is a key factor for agriculture in terms of the quantity and quality of crop production. Due to the adverse heterogeneous impact of weather conditions, so many uncertainties occur that can result in failures in crop production and productivity. Therefore, assessing the past trends of the area, production, and output of winter rice is essential and can further be linked to the policymaking decisions the government of Assam makes for its stakeholders. In addition to the past trend assessment, this study also focuses on identifying the change point in the NBPZ, in particular with regard to the area, production, and productivity of winter rice.

**Corresponding Author:** Hemanta Saikia **E-mail:** h.saikia456@gmail.com

**Submitted:** 17.06.2023 • **Revision Requested:** 04.07.2023 • **Last Revision Received:** 05.10.2023 • **Accepted:** 04.10.2023



This article is licensed under a Creative Commons Attribution-NonCommercial 4.0 International License (CC BY-NC 4.0)



Sources: Maps of India (2014) and NESAC (n.d.)

Figure 1. Geographical location map of Assam's NBPZ.

## Literature Review

The potential threats the expected fluctuations in the Earth's climate pose to crop yield have long been a source of concern, as well as the extent to which the agricultural system will be able to adapt to these changes to maintain the food supply (Wing, 2021). Usually, high temperatures result in a significant reduction in global rice production, and according to Peng et al. (2004), the yield of dry season crops in the Philippines will decrease by 15% for every 1°C increase in the growing season's average temperature. In India, the summer monsoon, often known as the southwest monsoon, dominates its climate system, albeit to a lesser extent than the northeast monsoon. As a significant source of precipitation for India and other parts of South Asia, the southwest monsoon is responsible for over 80% of all rainfall in India (Bagla et al., 2012). Rainfall is one of the most researched meteorological phenomena in India due to the monsoon's significance to the Indian economy. The distribution of rainfall over space and time, in addition to its total volume, has a significant impact on agricultural output (Goswami et al., 2006). According to studies, the Indian monsoon is swiftly and steadily degrading, with more extremes in rainfall frequency and intensity (Auffhammer et al., 2012). The number of rainy days and early and late monsoon rainfall trends in India has shown decreasing trends between 1951-2003 according to studies such as Ramesh and Goswami (2007). This has been followed by a significant increase in the overall area experiencing monsoon rainfall being one standard deviation below the mean.

For rice crops, the appropriate combination of rainfall and temperature is required throughout all of its growing stages. More defense mechanisms are found to be activated in the seedling growth of rice as temperatures rise (Han et al., 2009). Because the temperature around the apical meristem controls leaf appearance (Ritchie, 1993), floodwater temperatures in fields are also important. Although higher temperatures increase the cultivation numbers (Yoshida, 1973) and plant height (Oh-e et al., 2007), the ripening temperature of rice is generally thought to be 24°C, which is when the highest grain weight is seen (Kobata et al., 2004). However, depending on the cultivar and growth stage, temperatures above 35°C produce several types of heat that are harmful to rice crops (Yoshida et al., 1981). Therefore, the negative impact of weather parameters during any stage of crop growth

ultimately results in lower productivity. Ravindranath et al. (2011) utilized an index-based approach by using principal component analysis to select the key sectors of vulnerability for Northeast India at the district level as a result of climate change. The study concluded the majority of districts in Northeast India to currently and in the near future be vulnerable to climate change and ranked the districts in accordance with the vulnerability index. Das et al. (2009) researched similar effects of climate change in the eastern Himalayan terrain with international boundaries, and its trans-boundary river basins due to its geographical and ecological fragility and strategic location.

Despite the NBPZ's subtropical climate and substantial rainfall, it has recently faced drought-like conditions as a result of global climate change. Both severe climatic conditions, as well as droughts and floods have been brought on by insufficient or excessive rainfall. In locations with a rainy climate such as Northeast India, drought has been more severe. In recent years, the entire northeastern region of India has suffered from unprecedented drought-like circumstances, with 2005, 2006, and 2009 requiring special consideration. In the absence of scientific evidence about the region's susceptibility to climate change, farming communities need to be immediately encouraged to adopt management practices such as conservation agriculture, afforestation, rainwater harvesting, efficient input use, and appropriate agricultural techniques for drought. Dutta (2014) researched the effects of climate change on the tea-growing regions of Northeast India to make projections for future climatic conditions and their impact on tea output by 2050. According to the study, the average temperature in Northeastern India might rise 2°C by 2050, yet no change is expected to occur in the region's rainfall patterns.

## Data and Methodology

### Study Area and Data Collection

This study covers the NBPZ districts of Dhemaji, Lakhimpur, Sonitpur, Biswanath Chariali, Udalguri, and Darrang and gathered data on winter rice production, area, and productivity from Assam's Directorate of Economics and Statistics for these NBPZ districts from 1988-2018. The analytical studies have been performed with the help of the statistical software programs Microsoft Excel and XL-STAT.

### Trends in Winter Rice Area, Production, and Productivity Analysis

The Mann-Kendall test is a type of non-parametric distribution-free test that can be used to determine whether the relevant variable of interest has a monotonic upward or downward trend over time. A monotonic upward or downward trend may or may not be linear and denotes a consistent growth or reduction in the variable over time. This test can also be used in place of a parametric linear regression analysis to determine whether or not the estimated linear regression line's slope deviates from zero. The Mann-Kendall test statistic is defined as:

$$S = \sum_{k=1}^{n-1} \sum_{j=k+1}^n \text{sgn}(X_j - X_k) \tag{1}$$

where

$$\text{sgn}(x) = \begin{cases} 1 & \text{if } x > 0 \\ 0 & \text{if } x = 0 \\ -1 & \text{if } x < 0 \end{cases}$$

The mean of S is  $\Sigma[S] = 0$ , and the variance  $\sigma^2$  is defined as:

$$\sigma^2 = \{n(n-1)(2n+5) - \sum_{j=1}^p t_j(t_j-1)(2t_j+5)\}/18 \tag{2}$$

where p is the number of tied groups in the data set and  $t_j$  is the number of data points in the  $j^{\text{th}}$  tied group. The S statistic is normally distributed as an approximation, provided that the following Z-transformation is employed:

$$\begin{cases} \frac{s-1}{\sigma} & \text{if } S > 0 \\ 0 & \text{if } S = 0 \\ \frac{s+1}{\sigma} & \text{if } S < 0 \end{cases} \tag{3}$$

The S statistic is closely related to Kendall's  $\tau$ , which is given by:

$$\tau = \frac{S}{D} \quad (4)$$

$$\text{where } D = \left[ \frac{1}{2}n(n-1) - \frac{1}{2}\sum_{j=1}^p t_j(t_j-1) \right]^{\frac{1}{2}} \left[ \frac{1}{2}n(n-1) \right]^{\frac{1}{2}}$$

### Magnitude of Trend

Sen (1968) created Sen's slope, which has been extensively used to determine the size of trends in long-term temporal data (Tabari et al., 2011). Because Sen's slope, symbolized by  $Q_i$ , is unaffected by data outliers, it is thought to be a stronger indicator of a linear relationship. The temporal data shows a positive trend when  $Q_i$  values are positive and a negative trend when  $Q_i$  values are negative. The annual magnitude of slope is the unit of measurement of Sen's slope  $Q_i$ . According to Sen's technique, this test determines the slope (i.e., linear rate of change) and the intercepts. The following formula is initially used to calculate a set of linear slopes:

$$d_k = \frac{X_j - X_i}{j - i} \quad (5)$$

for ( $1 \leq i < j \leq n$ ), where  $d$  is the slope,  $x$  denotes the variable,  $n$  is the number of observations, and  $i$  and  $j$  are indices. Sen's slope is then calculated as the median from all slopes, where  $b = \text{median}(d_k)$ , after which the intercepts are computed for each time step  $t$  as given by:

$$a_t = X_t - (b \times t) \quad (6)$$

The median of all intercepts is also the corresponding intercept. The upper and lower confidence bounds of Sen's slope can also be calculated using this technique.

### Homogeneity Test and Change Point Detection

The homogeneity test is carried out to determine whether the series may be regarded as homogeneous over time or if a point occurs where a change happens (Jaiswal et al., 2015). Numerous tests are available for verifying the homogeneity of a series. Finding the change points in a time series is crucial for determining where the substantial changes have occurred. In order to examine the homogeneity of series and identify any change points, this study takes into account two homogeneity tests, namely the Pettitt and Buishand tests.

#### Pettitt's Test

A significant change point may be found using Pettitt's test, which can detect a large shift in the average of a time series of data even when the precise timing of the change is unknown. The statistic used for Pettitt's test is defined as  $U_k$ , and has been indicated by Kang and Yusof (2012), Dhorde and Zarenistanak (2013), and many others as:

$$U_k = 2\sum_{i=0}^n m_i - k(n+1) \quad (7)$$

where  $m_i$  is the rank of the  $i$ th observation of  $k$  whose values are  $1, 2, \dots, n$ ; the series values  $x_1, x_2, \dots, x_n$  are also sorted in ascending order. As the next step, the statistical change point test is defined as follows:

$$K = \max|U_k|, \quad 1 \leq k \leq n \quad (8)$$

A change point occurs in the series when  $U-k$  reaches the highest value of  $k$ . The crucial value is obtained as follows:

$$U_k = [-ln \alpha (n^3 + n^2)/6]^{1/2} \tag{9}$$

where the critical value  $\alpha$  is determined by the threshold of significance, and n is the number of observations.

**Buishand's Test**

Buishand's (1982) test is a non-parametric test. The following model with a single shift (change point) is calculated as follows, with X standing for a normal random variate:

$$\begin{aligned} X_i &= \mu + \Delta + \epsilon_i \quad i = 1, \dots, m \\ \mu + \Delta + \epsilon_i & \quad i = m + 1, \dots, n, \epsilon_i \approx N(0, \sigma). \end{aligned} \tag{10}$$

The null hypothesis  $\Delta = 0$  is tested against the alternative  $\Delta \neq 0$ . The rescaled adjusted partial sums are calculated as  $S_K = \sum_{i=1}^k (X_i - \bar{X})$ . Thus, Buishand's U test is calculated as:

$$U = [n(n + 1)]^{-1} \sum_{k=1}^{n-1} \left( \frac{S_K}{D_X} \right)^2 \tag{11}$$

where  $D_X = \sqrt{n^{-1} \sum_{i=1}^n (X_i - \bar{X})^2}$  and a Monte Carlo simulation with m repetitions is used to evaluate the p value (Pohlert, 2016).

**Results and Discussions**

Based on the trend analysis results from the Mann-Kendall Test and Sen's slope, the NBPZ is observed to have shown a significantly decreasing trend (see Figure 2 in the Appendix), with a magnitude of - 419.5 ha/year in terms of area (see Table 1). The Government of Assam's Directorate of Economics and Statistics has also cited the cultivable land in Assam to have decreased considerably over the last five years as per the report from the Land Utilization Statistic (Provisional) for 2019-2020. Many studies have established several reasons behind the disappearance of cultivable land, such as increased populations, urbanization, and floods. Another huge concern is river erosion. River erosion has wreaked havoc in the NBPZ, as each year this region must face a huge loss of area due to flood and river erosion. When the Brahmaputra and its tributaries rise in the NBPZ, thousands of cultivable lands immediately get submerged by the river. Reports have shown the Brahmaputra River to throw up new islands every 10 to 15 years, which are called the *char-chapori* (riverine) area.

However, the trend for the production and productivity of winter rice in the NBPZ is found to have been significantly increasing, with a magnitude of 1,733 kg/ha for production and 29.90 kg/ha for productivity (see Table 1) Overall, despite the decrease in area, evidence (see Figures 3 & 4 in the Appendix) shows the production and productivity of winter rice to have increased over the last 30 years. All the improvements made over the past years in the agricultural sector, such as improved crop patterns, the use of hybrid crops (HYVs), the expansion of high yield variety areas, the status of irrigation infrastructure, and the ease with which farmers' packaging and practices can be assessed have caused an upward trend in production.

**Table 1.** Mann-Kendall Test of Trend and Sen's Slope Estimation for the NBPZ

| Variables    | Mann-Kendall test |             | Sen's slope | Trend      |
|--------------|-------------------|-------------|-------------|------------|
|              | p                 | Change Year |             |            |
| Area         | 0.032*            | 2004        | -419.5      | decreasing |
| Production   | 0.007*            | 2008        | 1,733       | increasing |
| Productivity | 0.001*            | 2009        | 29.90       | increasing |

\* Significance determined at a level of  $\alpha = 0.05$

In addition to identifying the homogeneity of the series and detecting the change points using the two non-parametric tests (i.e., the Pettitt and Buishand tests), the change point has also been detected by examining the high and low values in the data set. The results from these change point tests could reveal the exact year in which a break or change occurs. This change point leads to a

trend line that may either increase or decrease the trend. Moreover, for winter rice production, the two tests identified different years for the change points.

A slight deviation occurred when identifying the change points using Pettitt's test and Buishand's test, and this deviation was also observed by Pal (2018). In such a case, fitting a trend line confirmed the usefulness of the correct test. If the presence of a trend is shown, then one can consider that the data to be non-homogeneous. Namely, a change point has occurred in the series, and no change point is present when no trends occur. For example, in terms of the NBPZ, the Pettitt test resulted in a change point in 2003, whereas Buishand's test resulted in the same change point occurring in 2004. Moreover, Pettitt's test revealed the data to be homogeneous, whereas Buishand's test revealed the data to be non-homogeneous. Therefore, computing the Mann-Kendall trend test has confirmed a significant trend to be present in the series, thus accepting Buishand's test results and the change year for the NBPZ accordingly being 2004 (see Table 1). Regarding production and productivity, both the tests imilarly revealed the data to no longer be homogeneous and provided results showing the changes to have happened in 2008 and 2009, respectively.

### Conclusion and Future Scope of the Study

As an outcome, the study indicates that, winter rice production and productivity in the NBPZ have increased over the past 30 years despite the area having decreased. Winter rice production and productivity trends are greatly influenced by climatic and non-climatic elements that also mark a change point in the trend. In addition, the atmosphere of this region is mostly humid due to the NBPZ's geographical and topological conditions. Therefore, the crop needs an optimum temperature to complete its life cycle, from panicle initiation to maturation. Therefore, to increase the winter rice output, thorough research on the cultivation of cold-tolerant types of the variety is highly required to enhance productivity alongside its best indigenous features, because the indigenous or local varieties have been least affected by the changes in weather conditions. Recently, most farmers who are officially listed as beneficiaries of the government agricultural sector were observed to have switched over to cultivating improved or high-yield varieties (HYV) in place of indigenous winter rice varieties. Although the Assam Government provides the HYVs, focus should be placed on high-yielding, cold-tolerant, nutrient-rich varieties in addition to water- and stress-resistant varieties, because the area is mostly humid and more susceptible to flooding.

Due to the NBPZ being geographically suitable for agriculture, the need exists for regular monitoring of weather impacts on agriculture. Additionally, monitoring all the socio-economic factors related to agriculture must be studied simultaneously so that government schemes can be gainfully implemented to enhance winter rice production and productivity. Such schemes and policies can bring proper approximation of inputs, such as a minimum support price index, suitable credit disbursement, or different kinds of crop insurance schemes. The implementation of such real-valued schemes and policies can undoubtedly provide a ray of hope for a better future for the agrarian society. Similarly, the responsible body should take appropriate action to counteract climate change impacts on agriculture in this region in order to achieve sustainable agricultural development and provide food security for the constantly growing population. To highlight regional distinctions and direct intense measures regarding the viewpoint on climate change, more of this type of region-specific study should be performed. Researchers can also use stepwise regression analyses by considering weather parameters such as rainfall, humidity, and maximum and minimum temperatures to identify the factors responsible for increasing the trends in production and productivity.

---

**Peer Review:** Externally peer-reviewed.

**Conflict of Interest:** The author has no conflict of interest to declare.

**Grant Support:** The author declared that this study has received no financial support.

**Author Contributions:** Conception/Design of study: H.S., R.B.; Data Acquisition: R.B.; Data Analysis/Interpretation: R.B., H.S.; Drafting Manuscript: R.B., H.S., D.D.; Critical Revision of Manuscript: H.D., D.D.; Final Approval and Accountability: R.B., H.S., D.D.

---



**ORCID:**

Rabijita Buragohain 0009-0008-8747-3631  
 Hemanta Saikia 0000-0002-6367-485X  
 Dhruba Das 0000-0001-8546-0193

**REFERENCES**

- Auffhammer, Maximilian, V., Ramanathan and Vincent, J.R. (2012): Climate change, the monsoon, and rice yields in India. *Climatic Change*, **111**: 411-424.
- Bagla, P. (2012): Drawing a bead on India's enigmatic monsoon. *Science*, **335**(6071): 910.
- Buishand, T.A. (1982): Some methods for testing the homogeneity of rainfall records. *J. Hydrol.* **58**(1-2): 11-27.
- Chaliha, S., Sengupta, A., Sharma, N. and Ravindranath, N. H. (2012): Climate variability and farmer's vulnerability in a flood-prone district of Assam. *International Journal of Climate Change Strategies and Management*.
- Das, A., Ghosh, P. K., Choudhury, B. U., Patel, D. P., Munda, G. C., Ngachan, S. V. and Chowdhury, P. (2009): Climate change in North East India: Recent facts and events worry for agricultural management. In: *Proceedings of the workshop on impact of climate change on agriculture*, (pp. 32-37).
- Dhorde, A. G. and Zarenistanak, M. (2013): Three-way approach to test data homogeneity: an analysis of temperature and precipitation series over southwestern Islamic Republic of Iran. *J. Ind. Geophys. Union.* **17**(3):233-242.
- Dutta, R. (2014): Climate change and its impact on tea in Northeast India. *Journal of Water and Climate Change*, **5**(4): 625-632.
- Goswami, B.N. (2006): Increasing trend of extreme rain events over India in a warming environment. *Science*, **314**: 1442-1445.
- Han, F., Chen, H., Li, X. J., Yang, M. F., Liu, G. S. and Shen, S. H. (2009): A comparative proteomic analysis of rice seedlings under various high-temperature stresses. *Biochim. Biophys. Acta.*, **1794**: 1625-1634.
- Jaiswal, R. K., Lohani, A. K. and Tiwari, H. L. (2015): Statistical analysis for change detection and trend assessment in climatological parameters. *Environmental Processes*, **2**(4): 729-749.
- Kang, H. M. and Yusof, F. (2012): Homogeneity tests on daily rainfall series. *Int. J. Contemp. Math. Sciences*, **7**(1): 9-22.
- Kobata, T., Uemuki, N., Inamura, T. and Kagata, H. (2004): Shortage of assimilate supply to grain increases the proportion of milky white rice kernels under high temperatures. *Jpn. J. Crop Sci.*, **73**: 315-322.
- Oh-e, I., Saitoh, K. and Kuroda, T. (2007): Effects of high temperature on growth, yield and dry-matter production of rice grown in the paddy field. *Plant Prod. Sci.*, **10**: 412-422.
- Pal, K. (2018). Analysis of Rainfall Trend over long period in Uper betwa Basin, Madhya Pradesh. Ph.D Thesis, Banasar Hindu University, Varanasi-221005.
- Peng, S., Huang, J., Sheehy, J. E., Laza, R. C., Visperas, R. M., Zhong, X., Centeno, G. S., Khush, G.S. and Cassman, K. G. (2004): Rice yield decline with higher night temperature from global warming. *Proceedings of the National Academy of Sciences*, **101**(27): 9971-9975.
- Pohlert, T. (2016). Non-parametric trend tests and change-point detection. *CC BY-ND*, 4.
- Ramanathan *et al.* ( 2005): Atmospheric brown clouds: Impacts on South Asian climate and hydrological cycle. *Proceedings of the National Academy of Sciences*, **102**(15): 5326-5333. 53.
- Ramesh, K.V. and Goswami, P. (2007): Reduction in temporal and spatial extent of the Indian summer monsoon. *Geophysical Research Letters*, **34**: 1-6.
- Ravindranath, N. H., Rao, S., Sharma, N., Nair, M., Gopalakrishnan, R., Rao, A. S. and Bala, G. (2011): Climate change vulnerability profiles for North East India. *Current Science*, 384-394.
- Ritchie, J. T. (1993): Genetic specific data for crop modelling. In: Systems Approaches for Agricultural Development. Eds. *Kluwer Academic Publishers, Dordrech.*, pp. 77-93.
- Tabari, H. and Marofi, S. (2011): Changes of pan evaporation in the west of Iran. *Water Resour. Manag.*, **25**: 97-111.
- Wing, I. S., De Cian, E. and Mistry, M. N. (2021): Global vulnerability of crop yields to climate change. *Journal of Environmental Economics and Management*, 102462.
- Yoshida, S. (1973): Effects of temperature on growth of rice plant (*Oryza sativa L.*) in a controlled environment. *Soil Science Plant Nutriton*, **19**: 299-310.
- Yoshida, S., Satake, T. and Mackill, D. J. (1981): High-temperature stress in rice (Review). *IRRI Res. Paper Series*, **67**: 5
- Sen, P. K. (1968). Estimates of the regression coefficient based on Kendall's tau. *Journal of the American statistical association* **63**, 324: 1379-1389.

**How cite this article**

Buragohain, R., Saikia, H., & Das, D. (2023). Winter rice trend analysis and change point detection in Assam's North Bank Plains Zone (NBPZ): A non-parametric approach. *EKOIST Journal of Econometrics and Statistics*, **39**, 1-9.  
<https://doi.org/10.26650/ekoist.2023.39.1315691>

Appendix

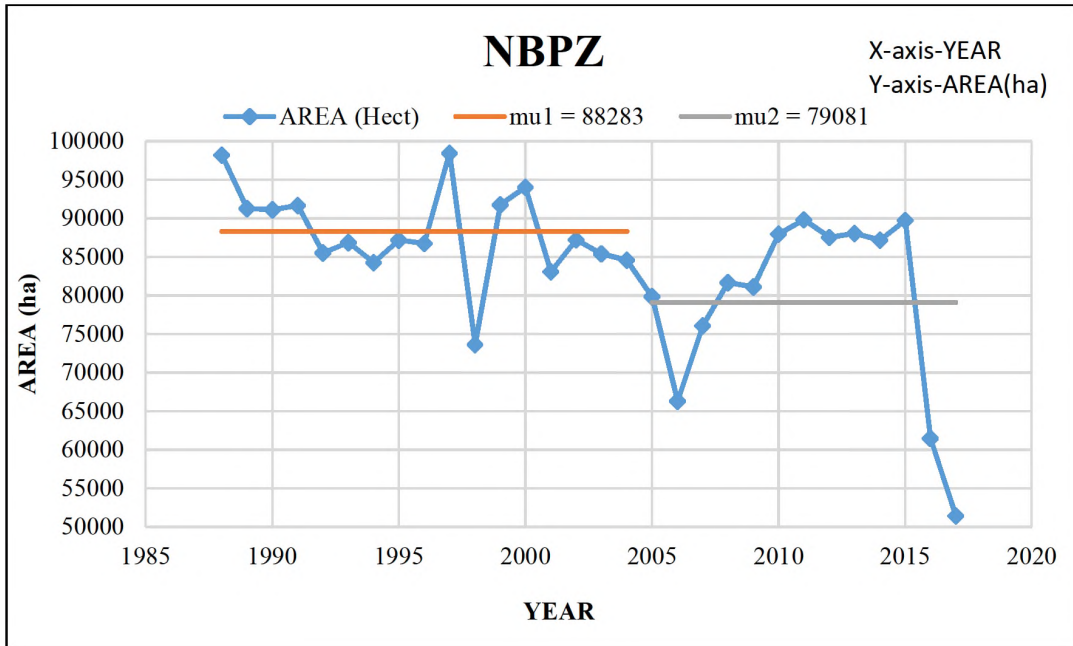


Figure 2. Trend and change point identification for area of winter rice in the NBPZ.

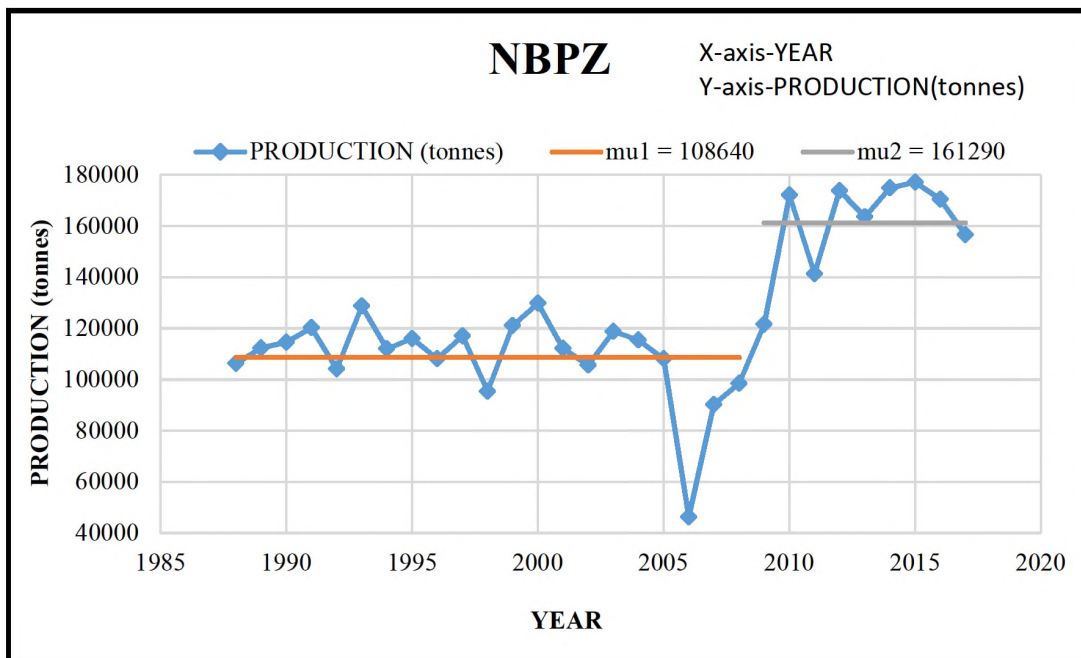


Figure 3. Trend and change point identification for production of winter rice in the NBPZ.

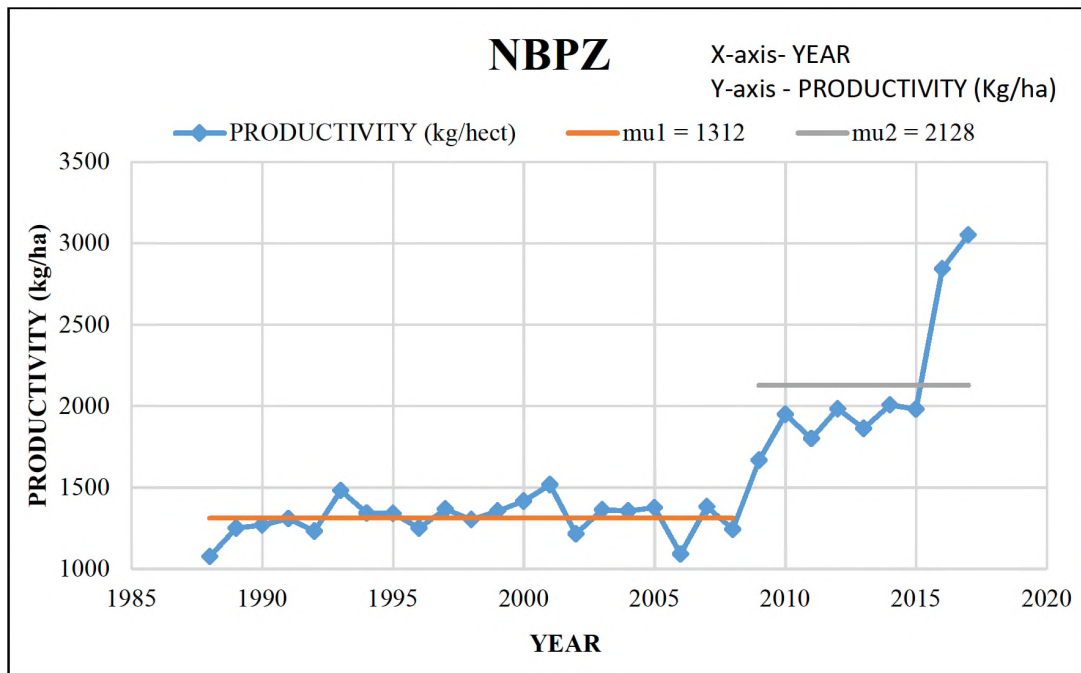



Figure 4. Trend and change point identification for productivity of winter rice in the NBPZ.

# Analysis of Skills and Qualifications Required in Data Scientist Job Postings Based on the Pareto Analysis Perspective Using Text Mining

Erkan Işığçık<sup>1</sup> , Sadullah Çelik<sup>2</sup> , Dilek Özdemir Yılmaz<sup>3</sup> 

<sup>1</sup>(Prof.) Bursa Uludağ University, Faculty of Economics and Administrative Sciences, Department of Econometrics, Bursa, Türkiye

<sup>2</sup>(Asst. Prof.), Aydın Adnan Menderes University, Nazilli Faculty of Economics and Administrative Sciences, Department of International Trade and Finance, Aydın, Türkiye

<sup>3</sup>(PhD Student), Bursa Uludağ University, Faculty of Economics and Administrative Sciences, Social Sciences Institute, Bursa, Türkiye

## ABSTRACT

Today, there are more job posts than ever before, making it incredibly challenging for job searchers to find the position that best suits them. To overcome this difficulty, text mining methods can be used to extract information such as job titles, required skills, and required experience, and to analyze job postings. This information can also be used to match job seekers with the most relevant job postings. The main purpose of this research is to determine which skills, techniques, subjects, fields, and so on should be prioritized by job seekers. For this purpose, 200 data scientist job postings from Turkey and 200 data scientist job postings from the USA are analyzed. According to the results, employers who have announced their interest in hiring a Data Scientist prefer people who are experts in Machine Learning, Data Science, Python, SQL, R, Statistics, and Mathematics, people with BSc, MSc, and PhD education levels, people with 3+ years of work experience, and people who know Visualization, Data Mining, Prediction, NLP, and Clustering techniques. For this reason, it is recommended that people who want to become data scientists in TR or the USA improve themselves in these techniques, skills, and experiences to be accepted to data scientist position jobs more easily.

**Keywords:** Data Scientist, Job Postings, Text Mining, Document-Term Matrix, Pareto Analysis

## Introduction

In the 21st century, the Internet has become more accessible to people all over the world (Cooper et al., 2000). Various factors, such as the widespread use of mobile devices, the greater use of social media, and the facilitation of internet access, have led to an increase in internet use. Moreover, mobile gadgets like smartphones, tablets, and other mobile devices have made it easier for users to access the Internet while on the go. Social media platforms such as Facebook, Twitter, and LinkedIn also make it easy for people to stay connected with their friends and network. In addition, the price of internet access has become more affordable in recent years, which makes it more accessible to people around the world. The increasing use of the Internet has caused a significant change in our lifestyles and working styles. It has enabled people to stay connected with their loved ones, share information, and easily access a wealth of information. In addition, the Internet has had a transformative effect on the economy and has created new opportunities for businesses and entrepreneurs.

The economy and the way businesses run have both been significantly changed by the Internet. In the past, businesses had to rely on traditional marketing and advertising methods to reach their target audience. This was often very costly and time-consuming. Thanks to the Internet, businesses can now reach a much wider audience at a much lower cost and in a shorter time. They can also interact directly with their customers in a way that was not possible before. At this point, to where the Internet and the digital world have come, more efficient and effective ways of doing business have emerged.

Another change brought by the Internet has been the way businesses sell their products and services. In the past, businesses had to sell their products through stores operating in real places (Teece, 2010). This was often very costly as businesses would have to rent or purchase a shop and hire employees to manage the store. Thanks to the Internet, businesses can now sell their products and services online for much cheaper (Jain et al., 2021). As a result, the gains obtained by lowering the costs of the enterprises cause the prices of the products or services to fall.

**Corresponding Author:** Erkan Işığçık **E-mail:** eris@uludag.edu.tr

**Submitted:** 26.02.2023 • **Revision Requested:** 28.07.2023 • **Last Revision Received:** 08.08.2023 • **Accepted:** 04.10.2023



This article is licensed under a Creative Commons Attribution-NonCommercial 4.0 International License (CC BY-NC 4.0)

It is also possible to argue that the Internet has influenced changes in employment. The most significant change is that employers can now advertise open positions, making it easier for employers and job seekers to meet. The Internet has made job searching much easier and faster than it was in the past (Kuhan et al., 2014). Another change brought about by the Internet is the way employers and employees communicate with each other. Email and instant messaging have made staying in touch with colleagues much easier. Undoubtedly, this situation has caused the spread of working from home or remotely with the effect of the pandemic. It can also be said that the Internet has made it easier for employers to reach human resources all over the world (Vardarlier, 2020). Indeed, employers or human resources departments can now reach candidates with the necessary skills and experience with the click of a mouse, no matter where they are.

Of course, the Internet has also made it easier for employees to learn about potential employers. In the past, it was often difficult to learn about companies and their culture. However, numerous online resources available today can help employees make informed decisions about whether a company is right for them. In general, it would not be wrong to say that the Internet makes the job-finding and career-management processes much easier and more efficient and creates new opportunities for both employers and employees.

On the other hand, data is just as important as the Internet in terms of data science. Data, also called the oil of our times, helps us understand the world around us. For example, data can help us understand how people behave, and what they like and dislike. Thus, purposefully collected data can be used to make better decisions on almost everything from marketing to product development, from finance to investing. Data can also help us understand complex systems. For example, it can also be used to understand how traffic flows in a city, how diseases spread, and how economic systems work. Understanding data-driven decision-making can thus provide the basis for better decision-making and more efficient systems.

Data can also help us automate decision-making. The data can be used to identify patterns and trends, make future projections based on population parameters and historical data, and analyze sample data (statistics). These estimates can also be evaluated to automatically make decisions such as buying a stock or approving or rejecting a loan application. Finally, Data is also important because it helps improve the quality of decisions made. This process can also be considered as the confirmation of the decision taken. For example, data can be used to test hypotheses and identify and correct errors. The process of using data to improve decision-making is called data-driven decision-making and is an essential tool for businesses and organizations of all sizes. One of the quality management principles is the data (evidence) based decision-making approach.

The data provides information on new jobs in employment, the types of jobs in demand, and the skills needed to perform them. It also provides an understanding of the changing nature of the workplace and workforce. Data is increasing the demand for technically skilled occupations such as computer programmers and web developers. The demand for professions that require customer service skills, such as customer service representatives and salespeople, is also increasing. The data also reveals demand for occupations that require analytical skills, such as market research analysts and financial analysts.

Data is also changing the workforce and the skills in demand (National Research Council, 2008). This is important as it requires the workforce to adapt to the changing needs of the workplace. The data also reveals an increasing globalization of workplaces and an increasing demand for professions that require international skills, such as translators and interpreters. The data is also significant because it provides insight into new jobs, job types in demand, and the skills required to perform them, emphasizing the changing nature of the workplace and workforce.

New data-driven jobs are those that rely on data to make decisions. These jobs are often found in areas such as marketing, finance, and operations. Data-driven jobs require the ability to analyze data, identify trends, and make predictions (Severson et al., 2019). Data-driven jobs are becoming increasingly popular as more and more organizations rely on data to make decisions. As a result, those who work to analyze data and draw conclusions are in high demand. The number of highly in-demand employees in this field is growing by the day.

Today, many different types of data-driven businesses have emerged. However, among the most common are data analysts, data scientists, and business intelligence analysts. Data analysts are responsible for collecting and analyzing data and often use statistical methods to identify trends and make predictions (Aleryani, 2020). Data scientists are similar to data analysts, but they also use their computer science and math knowledge to develop new ways of collecting and analyzing data. Business intelligence analysts use data to help organizations make better decisions about business strategies. Data-driven jobs require a mix of technical and analytical skills. Employees must be able to understand and work with complex datasets and communicate their findings to others. As organizations' reliance on data increases, the demand for data-driven transactions is expected to increase in the coming years.

During the last pandemic, we saw and experienced the best examples of how important data is and how information is extracted from it. This study aims to provide some insights to job seekers by identifying the technical qualifications, competencies, and skills sought in data scientist job demands in Turkey (TR) and the USA (United States of America) by using Pareto Analysis and

Text mining methods. In the literature, no study has been found that examines data scientist job postings in TR and the USA using text mining methods and Pareto analysis.

This paper is structured as follows. In the second part of the study, a literature review and some studies related to the subject are given. In the third chapter, general information about data scientists is given. In the fourth chapter, basic information about text mining is given and four basic stages of text mining are discussed. In the fifth chapter, the structure and working method of the Document Term Matrix used in text analysis are explained. In the sixth chapter, theoretical information about Pareto Analysis is given. In the seventh chapter, the results of the analysis are given and interpreted. In the last section, the results obtained are listed and a short evaluation is made.

## Literature Review

There is a growing body of research obtained through text mining methods that explores the skills, techniques, subjects, and areas job seekers should focus on. Some studies on the subject in the selected literature are given below.

Costa and Santos (2017) explored how the data scientist profile is represented in the European E-Competence Framework and the Skills Framework for the Information Age. To do this, they employed a comparative method. The results indicated that the data scientist profile is well-represented in both of these frameworks, with continuous learning, analysis, problem-solving, and software skills all featuring prominently.

Rey-Ares et al. (2017) aim to identify the most common quality-of-life health states in Latin America. The article covers the Pareto analysis of the EuroQol EQ-5D questionnaire using data from a study project from Argentina, Brazil, Chile, and Uruguay. Other Latin American countries were included in the study. The article used SPSS and Excel programs to evaluate the data collected about the participants' sociodemographic characteristics (gender, age, socioeconomic status) and quality of life health status. A statistical reliability test was used for the Pareto analysis and results were recorded by users. Based on the results of the article, it was concluded that the most common quality-of-life health statuses were similar in all Latin American countries. According to the Pareto analysis, the most common health condition is pain. In addition, it was determined that sociodemographic characteristics did not significantly affect the determination of the quality of life and health status.

Radovilsky et al. (2018) define and compare the knowledge areas and skills that characterize the Business Data Analytics and Data Science professions. In the study, a model was developed to systematize the knowledge skills expected for Business Data Analytics and Data Science. For this purpose, Job Data Analytics and Data Science job posting data were collected from online websites and analyzed using the text mining method. The analysis results reveal some similarities and differences between the knowledge areas and skill groups required for Business Data Analytics and Data Science. The results provide important predictions for designing curricula and training in Business Data Analytics and Data Science. In addition, the skills required by people who want to work in the Business Data Analytics and Data Science job market were determined.

Alexander's (2018) work shows how to use Pareto analysis to analyze text data using the R package. The study shows a way for R users to perform Pareto analysis individually and institutionally. In addition to using R packages for Pareto analysis, the article also explains how to prepare the input file required to create a word cloud. It also explains the commands used to create the word cloud and how to interpret the output. The result provides R users with guidance on performing Pareto analysis for text data and creating a word cloud to show the results.

In the study by Meyer (2019), data scientist skills and qualifications needed in the US healthcare industry are investigated. The study's data were gathered from job postings for health data scientists and analyzed using content analysis. According to the results of the study, among the health data scientist qualifications, the basic concepts of data science, data collection and analysis, data security, data architecture, data modeling, and reporting are the most sought-after qualifications. Also, other skills sought in healthcare data scientists are R and Python programming, statistics, machine learning, SQL database management, developing data-driven solutions, and data handling skills.

Verma et al. (2019) aim to determine the skills required for professions such as business analysts, business intelligence analysts, data analysts, and data scientists. For this purpose, business analysts, business intelligence analysts, data analysts, and data scientists analyzed the data collected from online job postings with the content analysis method. As a result of the analysis, the skill categories for the positions worked were presented in the form of a list. Furthermore, by making a pairwise comparison between business analysts, business intelligence analysts, data analysts, and data scientists, it was concluded that skills such as decision-making, organization, communication, and structured data management are vital for all business categories. The results also show that technical skills such as statistics and programming are the most sought-after skills.

Washington Durr (2020) analyzes data science career opportunities, US iSchool educational institutions, and the contribution of education to data science. Data was collected through oral interviews and questionnaires from twenty iSchool institutions in the USA. The results show that iSchool schools play an important role in learning data science. It also reveals that the data science

education of iSchool schools is not sufficient for most students and that more resources and support are needed for the development of data science. On the other hand, it is stated in the article that iSchool schools have an important role in providing career support to data scientists.

A study by Ergüt (2021) aimed to reveal the current employment opportunities of Econometrics graduates and the needs of companies that want to employ Econometrics graduates. In the research, a text mining approach was used to reveal the skills and characteristics required for job postings on the human resources website Kariyer.net. The job listings were carefully analyzed based on factors like sector and position, and at the same time, employer expectations about foreign languages, computer programs, personality qualities, and other skills were made clear. As a result of the examinations, it is concluded that the banking, energy, and automotive sectors are the sectors that offer the most employment opportunities.

Martinez-Plumed and Hernandez-Orallo (2021) investigated project-based learning methods to support the skills of data scientists. In the study, a series of operational tests and applications were conducted to evaluate the use of the project-based learning method. The test results revealed that project-based learning is an effective method for data scientists to improve their skills. The study showed that data scientists can increase their resources through project-based learning.

Halwani et al. (2022) aim to determine the necessary qualifications for data scientists and big data jobs. The researchers analyzed job postings from leading organizations in the field of big data and data science in the United States. The study used a comparative method to identify 16 required attributes in big data and data science fields such as Access Data Management, Technical Principles, Data Science Applications, and Operating System Control. These qualifications include Statistics, Data Mining, Social Network Analysis, Machine Learning, Data Security, Programming, and Data Modeling. The researchers revealed which skills, education, experience, and characteristics are needed to improve these qualities. As a result, 16 necessary qualifications have been identified that can be used to increase competition in the fields of big data and data science and to improve the qualifications of candidates who aim to take positions in these fields.

As can be seen from the selected literature studies above, no study has been found in the literature to determine TR and USA data scientist job demands using Pareto Analysis and Text Mining methods. In this respect, we believe that this study is original and will contribute to the literature.

## **Data Scientist**

Data scientists are important because they can help make sense of data and turn it into insights that can help improve decision-making. Data scientists use statistics, programming, and machine learning skills to clean, analyze, and model data. This process can also help uncover patterns and trends that can be used to make better decisions.

Data scientists are increasingly favored by organizations as they can better use their data and transform data into meaningful information. Undoubtedly, while the amount and size of the data produced are increasing day by day, businesses also need qualified people who can help make sense of their data and thus business results (Monnappa, 2022). Data scientists can provide value by helping to improve decision-making, develop new products and services, increase efficiency, and reduce costs and variability.

As new technologies and methods are developed, the role of a data scientist is constantly evolving depending on these developments. Therefore, data scientists need to be able to adapt to change and be willing to learn new skills (Prüfer et al., 2020). As data becomes more and more important, the demand for data scientists will continue to increase.

A data scientist works in all industries where data is available or can be collected, be it healthcare, finance, government, retail, etc. Data scientists use their skills to collect, analyze and interpret data to help organizations make better decisions (Vicario & Coleman, 2020).

Most data scientists have a background in computer science, mathematics, and statistics. They use their knowledge of these disciplines to clean, manipulate, and model data. They also use their technical skills to build algorithms and predictive models (Botelho et al., 2019).

Data scientists often work with data analysts and data engineers. Data analysts collect and analyze data to support decision-making. Data engineers create the systems and platforms that data scientists use to collect, process, and model data.

There are many job opportunities for data scientists. Some companies may hire data scientists to help them make better business decisions (Çelik, 2019). Others may employ data scientists to help improve products or services and better understand their customers.

Data scientists must have a strong foundation in mathematics and statistics and be able to understand and apply complex algorithms. They also need to be proficient in programming languages like R and Python and have strong communication skills so they can explain their findings to non-technical people (Çelik, 2019).

Some of the most important skills for data scientists include:

i) Data wrangling: Data scientists must do data editing to be able to clean and organize data before analysis (Muller et al., 2019). This process includes removing invalid or irrelevant data and ensuring that the data is brought into a format that can be used by algorithms.

ii) Data visualization: Data scientists use visualization methods to share their findings with others. This includes choosing the right type of chart or graph appropriate for the type of data and using color and other visual cues to highlight important patterns (Sakib, 2022).

iii) Machine learning: Data scientists need to be familiar with machine learning to develop and tune algorithms that can be extracted from data (Amershi et al., 2019). This includes understanding how different algorithms work and choosing the most appropriate ones for the data and task at hand.

iv) Statistics: Data scientists must be able to apply statistical methods to data to obtain insights. This includes understanding how to measure uncertainty and using statistical significance tests to evaluate hypotheses.

v) Communication: Data scientists are required to articulate their findings descriptively to non-technical people. This includes being able to communicate complex ideas clearly and concisely and using visualizations to illustrate key points.

### **Text Mining**

Text mining, as a sub-branch of data mining, includes the processes of extracting meaning from data, obtaining information, and discovering. These operations typically involve structuring, classifying, cleaning, and summarizing data to create a dataset. In text mining new information obtained from data can be used for predefined purposes of applications (Alzate et al., 2022).

Text mining is the process of extracting valuable information from textual data to obtain more information (Tandel et al., 2019). It has a wide variety of applications such as business intelligence, market research, and text analytics. It can be used to discover patterns and trends in large data sets. For example, it can be used to analyze customer feedback or social media posts, such as, identifying sensitivity or significant issues, detecting plagiarism, or finding similar documents. Text mining is a new field, and new methods and applications continue to be explored. The potential of text mining is endless and only limited by our imagination.

In recent years, text mining has become increasingly important, with the amount of digital text data increasing exponentially. When producing large volumes of text data, more and more organizations need automated methods to extract useful information from that data. Text mining can help organizations achieve several goals such as:

i) Automating the analysis of text data: Text mining can automate the analysis process of text data, which is very time-consuming and expensive to do manually.

ii) Improve the decision-making process: By extracting hidden patterns and relationships from text data, more informed decisions can be made.

iii) Gain insight into customer behavior: Text mining can be used to analyze customer feedback to gain insight into customer needs and preferences.

iv) Fraud and abuse detection: It can be used to automatically detect fraudulent or abusive behavior such as text mining, spam comments, or fake reviews.

v) Social media monitoring: It can be used to monitor social media for text mining, brand mentions, or sentiment analysis.

Overall, text mining is a powerful tool that can be used to extract valuable information from text data. With the increasing volume of digital text data, it can be said that text mining will become increasingly important in the coming years.

Text mining (analysis) can be broken down into a series of meaningful steps that require metrics to be defined for a consistent and repeatable approach, given the unstructured nature of the data. This process usually consists of four stages: Data Selection, Data Cleaning, Information Extraction, and Information Analysis (Benchimol et al., 2022).

### **Data Selection**

The "data selection" phase in text mining is the process of choosing which text data to extract. This can be done in several ways, but typically involves selecting a specific set of text data to work with or using some form of filtering to select only certain types of text data (King et al., 2017). For example, when reviewing social media data, you may choose to collect only tweets containing certain keywords. Also, when working with a larger collection of texts, topic modeling algorithms can be used to identify groups of similar texts and then select only those texts for further analysis.



The purpose of the data selection phase is to make the text mining project's scope more manageable and focused (O'Mara-Eves et al., 2015). By carefully choosing which text data to extract, we can ensure that the insights obtained will be more accurate and relevant.

### **Data Cleaning**

The data cleaning phase in text mining is the process of eliminating or correcting inaccuracies and inconsistencies in the data (Singh, 2020). This stage is important as it can improve the accuracy of the results of the text mining process. There are several different ways to clean data, and the methods used depend on the nature of the data and the purpose set for text mining. Some of the data cleaning methods can be listed as follows:

i) Removal of duplicate records: Duplicate records may cause errors in the text mining process. Therefore, it is important to remove duplicate records before continuing (Grimmer & Stewart, 2013). This can be done using a variety of methods, such as identifying and removing exact or near-duplicates, or using clustering algorithms to identify and remove duplicate records.

ii) Handling missing values: Missing (missing) values can cause errors in the text mining process (Donders et al., 2006). There are several ways to handle missing values. For example, assigning missing values using a statistical method or simply removing records with missing values.

iii) Standardizing data: Data standardization is the process of making sure that all data conforms to a particular format. It is important to standardize the data, as it can help ensure that the text mining process produces consistent results (Noh et al., 2015). Data standardization can be done in three different ways, such as converting all data to a common format or using data normalization methods to scale data.

iv) Cleaning up text data: Text data often contains a lot of noise such as typos and other errors (Agarwal et al., 2007). This noise can cause errors in the text mining process. Therefore, it is important to clear the text data before continuing. There are several ways of clearing text data in the form of spell checkers, grammar checkers, or manual review and correction.

### **Information Extraction**

In text mining, the information extraction stage is the process of extracting relevant information from text documents (Krallinger & Valencia, 2005). This can be done manually or automatically using software tools. Manual information extraction requires identifying relevant pieces of data by reading the document. This can be time-consuming and may require reading the same document multiple times.

Automatic information extraction uses software to identify and extract relevant information from a text document (Quirchmayr et al., 2017). This can be done using a rule-based approach where predetermined rules are used to identify and extract relevant information, or using a machine learning approach where algorithms are trained to identify relevant patterns in the data. Both manual and automated methods have their advantages and disadvantages. Manual methods may be more accurate but time-consuming, while automated methods may be faster but less accurate.

When extracting information from a text document, it is important to consider what kind of information is needed and how it will be used. For example, if the goal is to produce a summary of the document, only relevant information should be extracted. On the other hand, if the goal is to perform a keyword search in the document, unnecessary details should be omitted to ensure that only relevant keywords are considered.

The amount of information that can be extracted from a text document depends on the length and complexity of the document. Short documents may not contain enough information for effective extraction, while long and complex documents can be difficult to read and understand, making it difficult to identify relevant pieces of information.

### **Analysis of information**

The information analysis phase is important in text mining as the text data is converted into a format that can be used for further analysis (de Miranda Santo et al., 2006). This includes tasks such as tokenization, lemmatization, and word removal (Al-Shammari & Lin, 2008).

Tokenization can be defined as the separation of texts into individual words or phrases (T. Verma et al., 2014). This allows for a more detailed examination of words or phrases.

Lemmatization is the process of grouping different twisted forms of a word so that they can be analyzed as a single unit (The Kaleidoscope Garden, 2020). This is important as it provides greater accuracy when performing further analysis of text data.

Stop word removal is the process of removing words that have little value in text analysis (Anandarajan et al., 2019; Rajkumar et al., 2020). This is important because it allows focus on more important words.

Preprocessing of the text data can also help to better interpret the results (Usuga-Cadavid et al., 2021). For example, if the results of text mining algorithms are presented in tabular or graphic form, the results may be difficult to interpret. However, it may be easier to interpret the results if the results are presented as a list of the most important features in the data.

To summarize, the Information Analysis phase is important in text mining as it helps improve the accuracy of text mining algorithms, reduces the amount of time and resources required to process text data, and improves the interpretability of results.

### Document-Term Matrix

A document term matrix is a numerical matrix that defines the frequency of terms in a document. Terms are usually words and documents are represented as sentences, paragraphs, or entire documents. The document term matrix provides a numerical representation of text data that can be used for further mathematical operations.

The document term matrix is an essential tool for text mining. With one row for each document and one column for each term, this matrix can be created using a variety of methods, including manual generation, software packages, and online tools. The value of each cell in this matrix indicates the frequency of the term in the document. The Document Term Matrix provides input to text mining algorithms to perform various tasks such as document classification, topic modeling, and text clustering.

The document term matrix has two dimensions: documents and terms. The document size represents the different documents in a corpus, while the term size represents the different terms that occur in those documents. The document term matrix is the representation of terms as a table of frequencies within the document. For example, consider a merged document consisting of four documents (Aggarwal, 2018):

Document 1: "The cat sat on the mat"

Document 2: "The dog chased the cat"

Document 3: "The rat chased the cat"

Document 4: "The rat chased the cat across the mat"

The corresponding document-term matrix might look like this:

**Table 1.** A Document Term Matrix

| $Document_i$ | $Term_j$ |     |     |    |     |     |        |     |        |
|--------------|----------|-----|-----|----|-----|-----|--------|-----|--------|
|              | The      | cat | sat | on | Mat | dog | chased | Rat | Across |
| Document 1   | 2        | 1   | 1   | 1  | 1   | 0   | 0      | 0   | 0      |
| Document 2   | 2        | 1   | 0   | 0  | 0   | 1   | 1      | 0   | 0      |
| Document 3   | 2        | 1   | 0   | 0  | 0   | 0   | 1      | 1   | 0      |
| Document 4   | 3        | 1   | 0   | 0  | 1   | 0   | 1      | 1   | 1      |

The rows in the matrix show each document, while the columns show each term. The values in the matrix represent the frequencies of the terms in these documents. In this example, we can say that the term "cat" appears once in each of the four documents, while the term "mat" appears in the first and fourth documents. We can also say that the term "dog" only appears in the second document, while the term rat appears in the third and fourth documents.

The *tf-idf* (term frequency-inverse document frequency) weight consists of two important parameters used to measure the frequency of a term in a document - *tf* and *idf*. While *tf* measures the repetition rate of a term in the document, *idf* measures the frequency of occurrence of a term in the document (Aizawa, 2003; Christian et al., 2016).

It is calculated by dividing the term frequency of words in a document by the total number of words (Li et al., 2010). This is a method for measuring how often a word in a document is used. The words that appear most frequently are the most important in the document. The term frequency is calculated as in equation (1) (Benchimol et al., 2022).

$$tf(t) = \frac{\text{Number of times term } t \text{ appears in document}}{\text{Total number of terms in the document}} \quad (1)$$

To measure the importance of a word in a document, the *tf* is used. Taking into account how often the word in the document occurs and the length of the document is an important way to determine the importance of the word. For example, a recurring word in a short document is more important than a word that occurs twice in a long document.

Another reason *tf* is useful is that it can be used to compare the importance of a word in different documents (Benchimol et al., 2022). For example, if we want to know whether the word "cat" is more important in region A or region B, we can compare the term frequency of the word in each document.

*idf* is a numerical measure used to evaluate a word in a document. This measure is based on the frequency of words in the document collection and is used to reflect the importance of a word in the document (Siva, 2015).

*idf* is measured as a logarithm, which is calculated by dividing the number of documents in which a given term occurs, by the number of documents in the compilation (all documents) (Das, 2019). We can also calculate this as in equation (2) (Benchimol et al., 2022).

$$idf = \ln\left(\frac{\text{Total number of documents}}{\text{Number of documents with term } t \text{ in it}}\right) \quad (2)$$

In text mining, *idf* can be used as a weighting tool. For example, the *idf* value can be used to calculate the *tf-idf* value of a term (Yordanov, 2018). Inverse document frequency can also be used as a weighting factor in other applications such as document classification and subject modeling.

Inverse document frequency is a particularly useful metric when it comes to identifying the most important terms in a corpus. It can also be used to describe overrepresented or underrepresented terms in a document.

The *tf-idf* weight is a statistical measure used to evaluate the importance of a word in a document. The way this works is of increasing importance in proportion to the frequency of the word in the document. Thus, the fact that the word in a corpus occurs more often, in general, is offset. This measure is used to help determine which words are most important for a document, thereby providing a better understanding of a document as a whole (Chatterjee, 2020). *tf-idf* weighting is calculated as in equation (3) (Benchimol et al., 2022).

$$tf - idf(t) = tf(t) * idf(t) \quad (3)$$

### Pareto Analysis

According to the Pareto analysis developed by the Italian economist Vifredo Pareto, the richest 20% of the population has 80% of the total income created in the country and the remaining 80% has only 20% of the total income (Işığıcok, 2020:80). It has been observed that the Pareto analysis, initially proposed for income distribution, can be applied to various situations characterized by uneven distribution. The distribution of many events or phenomena in real life and business life is unbalanced or unequal. For example, not all customers of a firm buy the same number of products or services. The distribution of country population by cities is also unbalanced or unequal. Again, the distribution of defective products will not be the same. All these examples are examples of how the Pareto analysis or curve can be used.

Pareto analysis enables the frequency, proportional frequency, and cumulative proportional frequency of each category to be revealed as a result of ranking each category in order of importance from largest to smallest, or to have the same meaning in the classification or evaluation of the attributes (categories) related to a subject. In many cases, 20% of the problems or causes correspond to approximately 80% of the results. From this point of view, according to the Pareto analysis, which is also called the 80/20 rule, 80% of the problem can be solved when focusing on the most important 20% instead of dealing with all the problems.

In the text mining used in this study, the distribution of words is not balanced. In text mining, as explained above, the frequencies of the terms in the study emphasize the importance of those terms. In this case, it will be possible to use Pareto analysis in text mining and interpret the results according to Pareto analysis. However, in Pareto analysis, focusing on the issues or errors with the highest frequency and improving the error type by 20%, an 80% improvement in total errors is considered.

The application of this study suggests that a significant pattern emerges in data scientist job postings. Specifically, approximately

20% of the basic and technical skills identified in these postings constitute the desired features in about 80% of the advertisements. For instance, if there are 30 skills listed as requirements for data scientist candidates, applying the Pareto Principle implies that approximately 6 of these skills will be consistently sought after in around 80% of the job postings. From this perspective, consider that if 75% of data scientist job postings explicitly ask for skills A, B, or C, one could interpret this as a 75% likelihood for a candidate possessing these skills finding employment as a data scientist.

**Data Set**

The data used in this study was taken from the social networking site LinkedIn. For this purpose, a total of 400 job postings, 200 of which are data scientist job postings from Turkey and 200 are from the USA, were analyzed and interpreted by the text mining method. Job postings were selected using the random sampling technique. In addition, at most, one job posting from each company was included in the research.

**Text-Mining Analysis Results**

We used WordCloud, one of the most commonly used techniques in the existing literature, to analyze data collected from data scientist job postings. “WordCloud” takes text data as input and produces a graphical representation of the most frequently used words in the clouds are useful for discovering and understanding the main topics at the center of a text, and as the frequency of the word increases, so does the size of that word in the output. In Figure-1, the word cloud obtained as a result of the joint analysis of 400 data scientist job postings selected from Turkey and the USA is given.



**Figure 1.** TR and USA Data Scientist Job Postings WordCloud

In Figure-2 and Figure-3, the word cloud obtained as a result of the analysis of 200 data scientist job postings selected from Turkey and 200 from the USA is given. According to the result obtained, "Machine Learning", "Statistics", "data", and "Python" etc. are important because of the high frequency of the words.



**Figure 2.** USA Data Scientist Job Result for TR with WordCloud



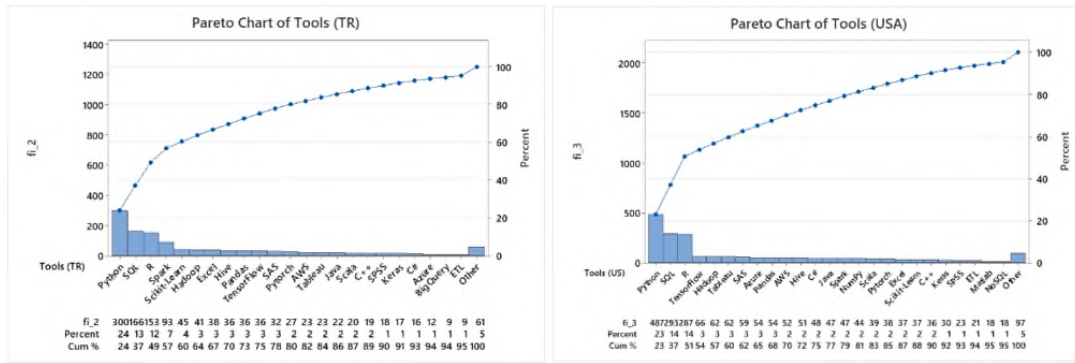


Figure 5. Tools Desired in TR and USA Data Scientist Jobs

Figure-6 shows the distribution and priorities of the desired graduation fields (occupations) in job postings in TR and the USA. When the aforementioned findings are examined, it can be seen that graduates of Statistics, Mathematics, Industrial Engineering, and Computer Engineering departments are preferred as data scientists with a ratio of over 85% in both TR and the USA. It is also noteworthy that the rate of graduates from the Statistics department is more than 50% in TR and the USA, and the rate of those who graduated from the Statistics and Mathematics department is 80% or more.

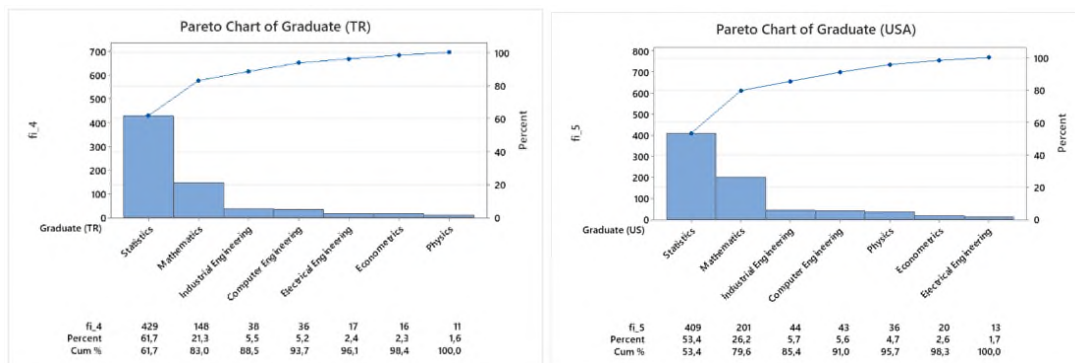


Figure 6. Desired Graduations in TR and USA Data Scientist Jobs

In Figure-7, the distribution and priorities of the graduation degrees requested in job postings in TR and the USA are given. When these findings are examined, in TR, BSc is in the first place with a rate of 42.9%, MSc is in second place with a rate of 38.2%, and the sum of these two degrees is 81.1%. By similar logic, in the USA, BSc ranks first with 40.7%, while PhD is second with 29.7%, the sum of these two degrees is 70.3%. As can be seen, while the doctorate degree (PhD) is the second most important for data scientist jobs in the USA, it is the third most important education level in TR. As a result, the most in-demand degrees for data scientist jobs in TR and the USA are BSc degrees and MSc degrees, respectively.

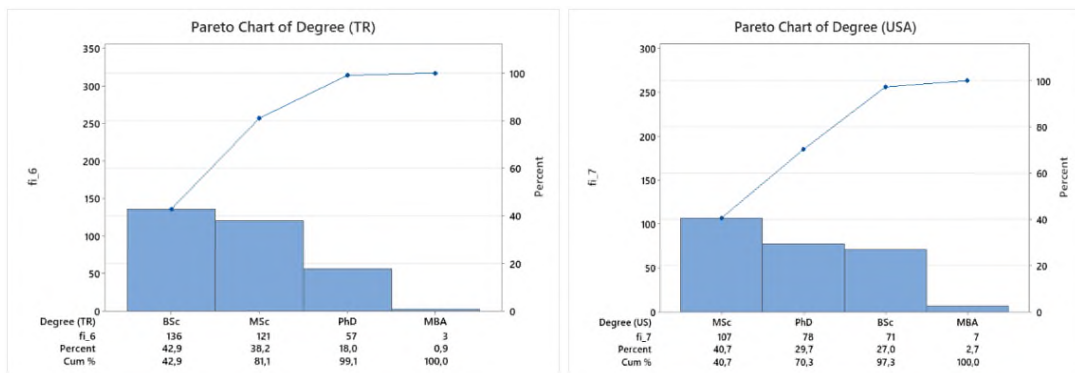


Figure 7. Required Graduation Degrees for Data Scientists in TR and the USA

In Figure-8, the distribution, and priorities of the work areas (discipline) requested in the job postings in TR and USA are shown. When these findings are examined, two of the most important fields of study requested by data scientist candidates were determined as Machine Learning and Data Science in both TR and USA. The rates for these two fields of study are over 70

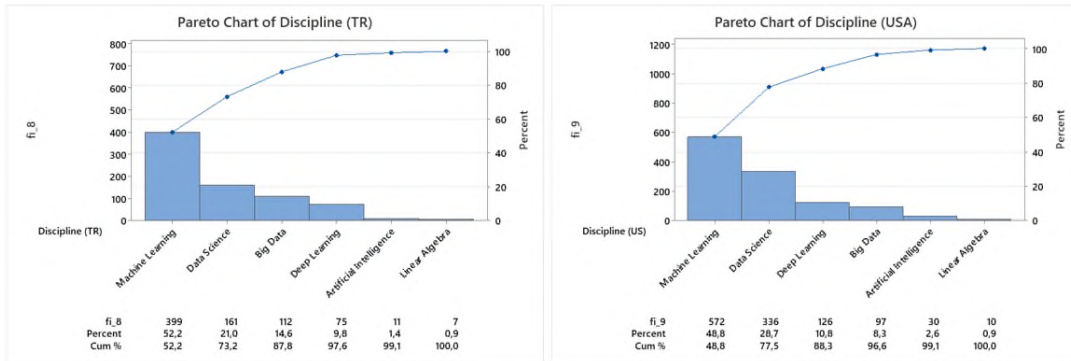


Figure 8. Desired Work Areas in TR and USA Data Scientist Job Postings

Finally, when the distribution and priorities of the techniques requested in the job postings in TR and USA are examined in Figure-9, the importance given to the most important techniques requested by data scientist candidates differs considerably in TR and USA. The 7 most requested techniques in data scientist candidates in TR in order of importance are Optimization (15%), Visualization (12%), Data Mining (11%), Forecasting (10%), Regression (8%), Natural Language Processing (NLP) (8%) and Statistics Analysis (7%). In the USA, they are Regression (14%), Visualization (13%), NLP (11%), Forecasting (9%), Optimization (7%), Clustering (7%) and Classification (7%).

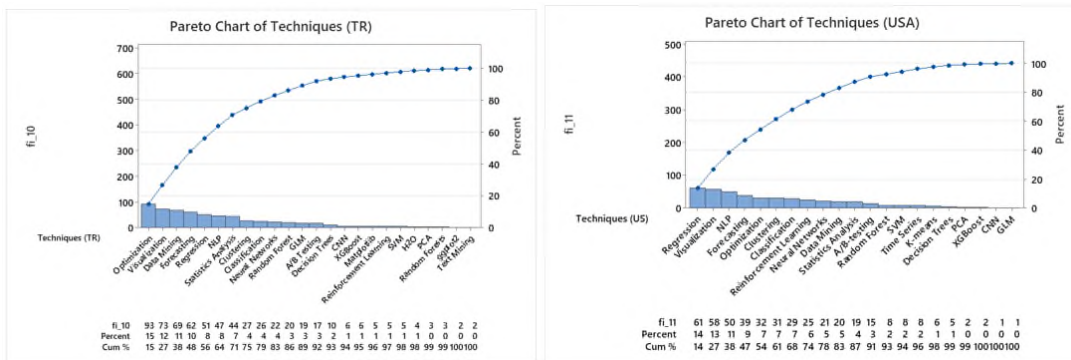


Figure 9. Techniques Requested in TR and USA Data Scientist Jobs

## Conclusion and Discussion

Examining the desired skills in Data Scientist job postings is important as it provides insight into the data science job market and future trends. Employers and job searchers can use this information to better understand the kinds of roles that are in demand as well as the skills and qualifications required for success in those areas.

Employers and job searchers can use this information to better understand the kinds of roles that are in demand as well as the skills and qualifications required for success in those areas. Furthermore, reviewing the skills required in Data Scientist job postings can assist employers in identifying potential candidates for open positions while also saving time by assisting job seekers in understanding what employers are looking for in potential hires.

In this study, the desired data scientist profiles were determined by examining the job postings from TR and the USA using data mining techniques. To that end, a total of 400 data scientist job posts on LinkedIn, 200 of which are for TR and 200 for the USA, were analyzed with WordCloud. Words such as "Machine Learning", "Statistics", "data" and "Python" were determined as the most important words in both Turkish and US job postings. This finding indicates that the top priority in data scientist job postings is "Machine Learning", followed by the words "Statistics", "data" and "Python", respectively. As a result, it is concluded

that people who can analyze statistical data using Python and use the machine learning method are requested in data scientist job advertisements.

Frequency distributions, probability distributions, and cumulative probability distributions of WordCloud outputs regarding the skills required or requested in 400 job postings considered in the study were also examined by Pareto analysis. The aforementioned review was carried out under six basic and technical skill sub-titles: "Experience", "Tools", "Graduation Field", "Graduation Degree", "Studies" and "Techniques". Thus, sub-skills (qualities) in each main skill were determined according to their priorities.

According to the findings of the Pareto analysis, 3+ years of experience is sought in data scientist job postings with 34.8% in TR and 2+ years with 32.2% in the USA. This finding means that at least 2 years of experience in data scientist positions is required. This finding can also be interpreted as the probability of meeting the requirements for a job as a data scientist for a candidate with at least 2 years of experience is 34.8% in TR and 32.2% in the USA. If the experience is 5+ years, the probability of meeting the requirements for a job is 75.6% in TR and 80.8% in the USA.

When examining the tools or programs requested in job postings, it has been determined that the top three tools in data scientist job postings in TR and the USA are Python, SQL, and R. If these three programs are known, it can be said that they can get a job as a data scientist with a probability of approximately 50% in both TR and the USA. Furthermore, approximately 50% of job seekers as data scientists are required to have Python, SQL, and R programming skills.

When analyzing the distribution and priorities of desired graduation fields (professions) in job postings in TR and the USA, it becomes evident that "Statistics," "Mathematics," "Industrial Engineering," and "Computer Engineering" consistently hold the top four rankings in both regions. It has been observed that graduates from these four fields are actively requested in job postings. In addition, it was determined that the rate of graduates from the Statistics department was 61.7% in TR and 53.4% in the USA, while the rate of those who graduated from the Statistics and Mathematics department was 83.0% in TR and 79.6% in the USA. These findings point out how important statistics and mathematics are in being a data scientist.

According to the findings of the Pareto analysis of graduation degrees, which is another skill required in job postings in TR and the USA, university graduates (BSc) in TR were in first place with 42.9%, while postgraduate graduates (MSc) were in second place with 38.2%. The sum of these two degrees is 81.1%. This finding means that being a data scientist with a Doctor of Philosophy (PhD) in TR is not a priority for being a data scientist. In the USA, however, while MSc is in first place with 40.7%, PhD is in second place with 29.7%, and a BSc graduate is required with 27%. This finding means that MSc and then PhD have priority in becoming a data scientist in the USA. As a result, data scientist job postings in TR mostly search for people with BSc degrees, while data scientist job postings in the USA mostly search for people with MSc degrees.

The Pareto Analysis results reveal that the two most important fields requested in job postings in Turkey and the USA are Machine Learning and Data Science. While Machine Learning was 52.2% and Data Science 21.0% in TR, these rates were determined as 48.8% and 28.7% in the USA, respectively. This finding can be interpreted as the two most sought-after fields of study for a data scientist job are Machine Learning and Data Science, indicating that those with expertise in these two fields are preferred.

Within the scope of the study, it was determined that the results of Pareto analysis regarding techniques, which is another skill required to be a data scientist, differ in TR and USA. In order of importance, the 7 techniques most commonly requested from data scientist candidates in Turkey, which make up 71% of the total, are Optimization (15%), Visualization (12%), Data Mining (11%), Forecasting (10%), Regression (8%), (NLP) (8%) and Statistical Analysis (7%). On the other hand, in the USA, the 7 techniques that are the most demanded among data scientist candidates and make up 68% of the total area are Regression (14%), Visualization (13%), NLP (11%), Forecasting (9%), Optimization (7%), Clustering (7%) and Classification (7%).

As a result, the conclusion that can be drawn from data scientist job postings is that the skills and qualifications sought in data scientist positions are Machine Learning, Data Science, Python, SQL, R, Statistics, and Mathematics, people with BSc, MSc, and PhD education levels, and 3+ years of work experience. It is understood that people who know Optimization, Visualization, Data Mining, forecasting, NLP, and Clustering statistical techniques are requested. Therefore, it will be beneficial for people who want to be data scientists in TR or the USA to improve themselves in these skills to be accepted.

---

**Peer Review:** Externally peer-reviewed.

**Conflict of Interest:** The authors have no conflict of interest to declare.

**Grant Support:** The authors declared that this study has received no financial support.

**Author Contributions:** Conception/Design of study: E.I., S.Ç., D.Ö.Y.; Data Acquisition: E.I., S.Ç., D.Ö.Y.; Data Analysis/Interpretation: E.I., S.Ç., D.Ö.Y.; Drafting Manuscript: E.I., S.Ç., D.Ö.Y.; Critical Revision of Manuscript: E.I., S.Ç., D.Ö.Y.; Final Approval and Accountability: E.I., S.Ç., D.Ö.Y.

---



**ORCID:**

Erkan İşığık 0000-0003-4037-0869  
 Sadullah Çelik 0000-0001-5468-475X  
 Dilek Özdemir Yılmaz 0000-0002-0548-0694

**REFERENCES**

Agarwal, S., Godbole, S., Punjani, D., & Roy, S. (2007). How Much Noise Is Too Much: A Study in Automatic Text Classification. *Seventh IEEE International Conference on Data Mining (ICDM 2007)*, 3–12. <https://doi.org/10.1109/ICDM.2007.21>.

Aggarwal, C. C. (2018). *Machine Learning for Text*. Springer International Publishing. <https://doi.org/10.1007/978-3-319-73531-3>.

Aizawa, A. (2003). An Information-Theoretic Perspective of tf-idf Measures. *Information Processing & Management*, 39(1), 45–65. [https://doi.org/10.1016/S0306-4573\(02\)00021-3](https://doi.org/10.1016/S0306-4573(02)00021-3).

Aleryani, A. (2020). A Data Analysis Perspective by the Business Analyst and Data Scientist. *International Journal of Scientific and Research Publications (IJSRP)*, 10(9), 234–243. <https://doi.org/10.29322/IJSRP.10.09.2020.p10525>.

Alexander, Melvin. (2018). Word Clouds Using R: Pareto Analysis for Text. *Software Quality Professional*, 21(1), 48–50.

Al-Shammari, E., & Lin, J. (2008). A Novel Arabic Lemmatization Algorithm. *Proceedings of the Second Workshop on Analytics for Noisy Unstructured Text Data*, 113–118. <https://doi.org/10.1145/1390749.1390767>.

Alzate, M., Arce-Urriza, M., & Cebollada, J. (2022). Mining the Text of Online Consumer Reviews to Analyze Brand Image and Brand Positioning. *Journal of Retailing and Consumer Services*, 67, 102989. <https://doi.org/10.1016/j.jretconser.2022.102989>.

Amershi, S., Begel, A., Bird, C., DeLine, R., Gall, H., Kamar, E., Nagappan, N., Nushi, B., & Zimmermann, T. (2019). Software Engineering for Machine Learning: A Case Study. *2019 IEEE/ACM 41st International Conference on Software Engineering: Software Engineering in Practice (ICSE-SEIP)*, 291–300. <https://doi.org/10.1109/ICSE-SEIP.2019.00042>.

Anandarajan, M., Hill, C., & Nolan, T. (2019). *Text Preprocessing*. In: Practical Text Analytics. Advances in Analytics and Data Science, Springer, Cham, 2, 45-59. [https://doi.org/10.1007/978-3-319-95663-3\\_4](https://doi.org/10.1007/978-3-319-95663-3_4)

Benchimol, J., Kazinnik, S., & Saadon, Y. (2022). Text Mining Methodologies with R: An Application to Central Bank Texts. *Machine Learning with Applications*, 8, 100286. <https://doi.org/10.1016/j.mlwa.2022.100286>.

Botelho, B., Laskowski, N., & Fitzgibbon, L. (2019). *What is a Data Scientist? What Do They Do?* TechTarget. [Available online at: <https://www.techtarget.com/searchenterpriseai/definition/data-scientist/>], Retrieved on February 15, 2022.

Chatterjee, S. (2020). *Why Does This Entity Matter?* Finding Support Passages for Entities in Search. University of New Hampshire.

Christian, H., Agus, M. P., & Suhartono, D. (2016). Single Document Automatic Text Summarization using Term Frequency-Inverse Document Frequency (TF-IDF). *ComTech: Computer, Mathematics and Engineering Applications*, 7(4), 285. <https://doi.org/10.21512/comtech.v7i4.3746>.

Cooper, A., McLoughlin, I. P., & Campbell, K. M. (2000). Sexuality in Cyberspace: Update for The 21st Century. *Cyber Psychology & Behavior*, 3(4), 521-536.

Costa, C., & Santos, M. Y. (2017). The Data Scientist Profile and Its Representativeness in the European e-Competence Framework and the Skills Framework for the Information Age. *International Journal of Information Management*, 37(6), 726–734. <https://doi.org/10.1016/j.ijinfomgt.2017.07.010>.

Çelik, S. (2019). Understanding Data Science. *Journal of Current Research on Social Sciences*, 9(3), 235-256.

Das, D. (2019). *Social Media Sentiment Analysis Using Machine Learning: Part — II*. Towards Data Science. [Available online at: <https://towardsdatascience.com/social-media-sentiment-analysis-part-ii-bcacca5aaa39/>], Retrieved on February 11, 2022.

de Miranda Santo, M., Coelho, G. M., dos Santos, D. M., & Filho, L. F. (2006). Text Mining as a Valuable Tool in Foresight Exercises: A study on Nanotechnology. *Technological Forecasting and Social Change*, 73(8), 1013–1027. <https://doi.org/10.1016/j.techfore.2006.05.020>.

Donders, A. R. T., van der Heijden, G. J. M. G., Stijnen, T., & Moons, K. G. M. (2006). Review: A Gentle Introduction to Imputation of Missing Values. *Journal of Clinical Epidemiology*, 59(10), 1087–1091. <https://doi.org/10.1016/j.jclinepi.2006.01.014>.

Ergüt, Ö. (2021). Metin Madenciliği Yaklaşımıyla İşverenlerin Nitelik Taleplerinin İncelenmesi. *İstanbul Ticaret Üniversitesi Sosyal Bilimler Dergisi*. <https://doi.org/10.46928/iticusbe.763191>.

Grimmer, J., & Stewart, B. M. (2013). Text as Data: The Promise and Pitfalls of Automatic Content Analysis Methods for Political Texts. *Political Analysis*, 21(3), 267–297. <https://doi.org/10.1093/pan/mps028>.

Halwani, M. A., Amirkiaee, S. Y., Evangelopoulos, N., & Prybutok, V. (2022). Job Qualifications Study for Data Science and Big Data Professions. *Information Technology & People*, 35(2), 510–525. <https://doi.org/10.1108/ITP-04-2020-0201>.

İşığık, E. (2020). *Toplam Kalite Yönetimi Bakışı Açısıyla İstatistiksel Kalite Kontrol* (3. Baskı). Sigma Akademi Yayınevi.

Jain, V. I. P. I. N., Malviya, B. I. N. D. O. O., & Arya, S. A. T. Y. E. N. D. R. A. (2021). An Overview of Electronic Commerce (e-Commerce). *Journal of Contemporary Issues in Business and Government*, 27(3), 665-670.

King, G., Lam, P., & Roberts, M. E. (2017). Computer-Assisted Keyword and Document Set Discovery from Unstructured Text. *American Journal of Political Science*, 61(4), 971–988. <https://doi.org/10.1111/ajps.12291>.

Krallinger, M., & Valencia, A. (2005). Text-Mining and Information-Retrieval Services for Molecular Biology. *Genome Biology*, 6(7), 224. <https://doi.org/10.1186/gb-2005-6-7-224>.

Kuhn, P., & Mansour, H. (2014). Is Internet Job Search Still Ineffective?. *The Economic Journal*, 124(581), 1213-1233.

- Li, D., Wang, S., & Mei, Z. (2010). Approximate Address Matching. *2010 International Conference on P2P, Parallel, Grid, Cloud and Internet Computing*, 264–269. <https://doi.org/10.1109/3PGCIC.2010.43>.
- Martinez-Plumed, F., & Hernandez-Orallo, J. (2021). Project-Based Learning for Scaffolding Data Scientists' Skills. *2021 16th International Conference on Computer Science & Education (ICCSE)*, 758–763. <https://doi.org/10.1109/ICCSE51940.2021.9569289>.
- Meyer, M. A. (2019). Healthcare Data Scientist Qualifications, Skills, and Job Focus: A Content Analysis of Job Postings. *Journal of the American Medical Informatics Association*, 26(5), 383–391. <https://doi.org/10.1093/jamia/ocy181>.
- Monnappa, A. (2022). *Why Data Science Matters and How It Powers Business in 2022*. Simplilearn. [Available online at: <https://www.simplilearn.com/why-and-how-data-science-matters-to-business-article>], Retrieved on November 18, 2022.
- Muller, M., Lange, I., Wang, D., Piorkowski, D., Tsay, J., Liao, Q. V., Dugan, C., & Erickson, T. (2019). How Data Science Workers Work with Data. *Proceedings of the 2019 CHI Conference on Human Factors in Computing Systems*, 1–15. <https://doi.org/10.1145/3290605.3300356>.
- National Research Council. (2008). *Research on Future Skill Demands: A Workshop Summary*. National Academies Press. <https://doi.org/10.17226/12066>.
- Noh, H., Jo, Y., & Lee, S. (2015). Keyword Selection and Processing Strategy for Applying Text Mining to Patent Analysis. *Expert Systems with Applications*, 42(9), 4348–4360. <https://doi.org/10.1016/j.eswa.2015.01.050>.
- O'Mara-Eves, A., Thomas, J., McNaught, J., Miwa, M., & Ananiadou, S. (2015). Using Text Mining for Study Identification in Systematic Reviews: A Systematic Review of Current Approaches. *Systematic Reviews*, 4(1), 5. <https://doi.org/10.1186/2046-4053-4-5>.
- Quirchmayr, T., Paech, B., Kohl, R., & Karey, H. (2017). Semi-Automatic Software Feature-Relevant Information Extraction from Natural Language User Manuals. In *Requirements Engineering: Foundation for Software Quality: 23rd International Working Conference, REFSQ 2017, Essen, Germany, February 27–March 2, 2017, Proceedings 23*, 255–272. Springer International Publishing. [https://doi.org/10.1007/978-3-319-54045-0\\_19](https://doi.org/10.1007/978-3-319-54045-0_19).
- Prüfer, J., & Prüfer, P. (2020). Data Science for Entrepreneurship Research: Studying Demand Dynamics for Entrepreneurial Skills in the Netherlands. *Small Business Economics*, 55, 651–672.
- Radovilsky, Z., Hegde, V., Acharya, A., & Uma, U. (2018). Skills Requirements of Business Data Analytics and Data Science Jobs: A Comparative Analysis. *Journal of Supply Chain and Operations Management*, 16(1), 82–101.
- Rajkumar, N., Subashini, T. S., Rajan, K., & Ramalingam, V. (2020). *Tamil Stopword Removal Based on Term Frequency*, 21–30. [https://doi.org/10.1007/978-981-15-1097-7\\_3](https://doi.org/10.1007/978-981-15-1097-7_3).
- Rey-Ares, L., Kind, P., Viegas, M., Zarate, V., Gianneo, O., de Souza Noronha, K., Fernandez, G., & Augustovski, F. (2017). Which Are The Most Common Quality of Life Health States In Latin America? A Pareto Analysis of A Collaborative Project Using Euroqol Eq-5d In Argentina, Brazil, Chile and Uruguay. *Value in Health*, 20(9). <https://doi.org/10.1016/j.jval.2017.08.2812>.
- Sakib, S. N. (2022). *Data Visualization in Data Science*. [Available online at: <https://www.cambridge.org/engage/api-gateway/coe/assets/orp/resource/item/626bc5baef2ade3a51419ce1/original/data-visualization-in-data-science.pdf>], Retrieved on November 20, 2022.
- Severson, K. A., Attia, P. M., Jin, N., Perkins, N., Jiang, B., Yang, Z., Chen, M. H., Aykol, M., Herring, P. K., Fraggedakis, D., Bazant, M. Z., Harris, S. J., Chueh, W. C., & Braatz, R. D. (2019). Data-Driven Prediction of Battery Cycle Life Before Capacity Degradation. *Nature Energy*, 4(5), 383–391. <https://doi.org/10.1038/s41560-019-0356-8>.
- Singh, H. (2020). *Data Preprocessing in Depth*. Towards Data Science. [Available online at: <https://towardsdatascience.com/data-preprocessing-e2b0bed4c7fb>], Retrieved on February 11, 2022.
- Siva. (2015). *Introduction to Hadoop Streaming*. [Available online at: <https://hadooptutorial.info/introduction-to-hadoop-streaming/2/>], Retrieved on February 25, 2022.
- Tandel, S. S., Jamadar, A., & Dudugu, S. (2019). A Survey on Text Mining Techniques. *2019 5th International Conference on Advanced Computing & Communication Systems (ICACCS)*, 1022–1026. <https://doi.org/10.1109/ICACCS.2019.8728547>.
- Teece, D. J. (2010). Business Models, Business Strategy and Innovation. *Long Range Planning*, 43(2–3), 172–194. <https://doi.org/10.1016/j.lrp.2009.07.003>.
- The Kaleidoscope Garden. (2020). *Nltk Lemmatizer Not Working*. The Kaleidoscope Garden. [Available online at: <https://thekaleidoscopegarden.org/bncvhvy/nltk-lemmatizer-not-working.html>], Retrieved on April 12, 2022.
- Usuga-Cadavid, J. P., Lamouri, S., Grabot, B., & Fortin, A. (2021). Using Deep Learning to Value Free-Form Text Data for Predictive Maintenance. *International Journal of Production Research*, 1–28. <https://doi.org/10.1080/00207543.2021.1951868>.
- Vardarlier, P. (2020). Digital Transformation of Human Resource Management: Digital Applications and Strategic Tools in HRM. *Digital Business Strategies in Blockchain Ecosystems: Transformational Design and Future of Global Business*, 239–264.
- Verma, A., Yurov, K. M., Lane, P. L., & Yurova, Y. V. (2019). An Investigation of Skill Requirements for Business and Data Analytics Positions: A Content Analysis of Job Advertisements. *Journal of Education for Business*, 94(4), 243–250. <https://doi.org/10.1080/08832323.2018.1520685>.
- Vicario, G., & Coleman, S. (2020). A Review of Data Science in Business and Industry and A Future View. *Applied Stochastic Models in Business and Industry*, 36(1), 6–18.
- Washington Durr, A. K. (2020). A Text Analysis of Data-Science Career Opportunities and US iSchool Curriculum. *Journal of Education for Library and Information Science*, 61(2), 270–293. <https://doi.org/10.3138/jelis.2018-0067>.
- Yordanov, V. (2018). *Introduction to Natural Language Processing for Text*. Towards Data Science. [Available online at: <https://towardsdatascience.com/introduction-to-natural-language-processing-for-text-df845750fb63>], Retrieved on February 11, 2022.

### How cite this article

Isıgıcok, E., Celik, S., & Ozdemir Yilmaz, D. (2023). Analysis of skills and qualifications required in data scientist job postings based on the pareto analysis perspective using text mining. *EKOIST Journal of Econometrics and Statistics*, 39, 10-25. <https://doi.org/10.26650/ekoist.2023.39.1256697>

# Asset Allocation with Combined Models Based on Game-Theory Approach and Markov Chain Models

Salih Çam<sup>1</sup> 

<sup>1</sup>(PhD.), Cukurova University, Department of Econometrics, Adana, Turkiye

## ABSTRACT

The measurement of expected returns has a major impact on portfolio performance. While there are several methods used for estimating expected returns in existing studies, the mean-variance model most commonly used in portfolio theory utilizes the method of expected returns calculated from historical data. However, the problem with estimating expected returns is that estimating parameters based on historical data, such as the arithmetic mean, may not reflect the distributional characteristics of the return series and may not be an appropriate statistic for the population parameters. Therefore, using robust statistics or combined portfolio models can lead to better portfolios that minimize estimation error while maximizing expected returns. In this paper, we use game theory and Markov chain models to estimate expected asset returns and compare portfolios constructed based on these methods. The analysis results show that the portfolio constructed based on game theory yielded higher returns than the target index and mean-variance model, while the model based on Markov chains yielded portfolios with the lowest portfolio risk. In all out-of-sample investment periods, the game theory based portfolio produced better returns than the portfolios estimated in the study, except for the period from January 2022 to December 2022.

**Keywords:** Portfolio Theory, Game Theory, Markov Chains Model, BIST30

## Introduction

Asset allocation poses one of the greatest problems for investors in the process of constructing a portfolio. The investor who aims to reduce investment risk through diversification is interested in how many stocks should be included in a portfolio. Modern portfolio theory answers this question and aims to maximize the investor's expected return at a given level of risk. Markowitz's mean-variance model clearly articulates the relationship between risk and return. The model is built within a strong logical framework, taking into account the variance-covariance matrix between assets. Despite its advantages, the assumptions about return series have led to some criticisms of the model, the most important of which is the assumption of normality and the concern that the estimation of asset returns should be free from bias. However, return series are generally not normally distributed and have a fat-tailed distribution (Eugene Fama, 1965). Therefore, the use of the arithmetic mean in the case of non-normally distributed returns may lead to biased and incorrect results (Ibragimov, 2005). Under the normality assumption, the classical mean estimator is linear, unbiased, and the best (BLUE) estimator. If this assumption is not met, an estimator that better reflects the characteristics of the distribution should be used to create an efficient portfolio. Therefore, researchers have used a number of estimation methods to better predict the future. Using robust statistics for fat-tailed distributions can lead to the construction of more efficient portfolios. To avoid the estimation biases, Welsch and Zhou (2007) estimated asset returns using a weighted average for "fat-tailed" returns, giving more weight to observations around the mean and less weight to observations near the tail. DeMiguel and Nogales (2009) used robust M and R estimators to remove bias in the estimators. In addition, Hubert, Debruyne and Rousseeuw (2018), Reyna et al. (2005), Yang, Couillet, and McKay (2015) attempted to create portfolios that are superior to the mean-variance model using robust statistics with different properties. In addition to the statistics mentioned above, there are two other downside risk measures or robust risk measures widely used in financial studies: VaR (Value at Risk) and CVaR (Conditional Value at Risk). VaR and CVaR have been used to create efficient portfolios and eliminate the undesirable effect of biased estimators.

**Corresponding Author:** Salih Çam E-mail: scam@cu.edu.tr

**Submitted:** 19.12.2022 • **Accepted:** 12.01.2023



This article is licensed under a Creative Commons Attribution-NonCommercial 4.0 International License (CC BY-NC 4.0)

It is widely accepted that a portfolio contains two different risks: systematic and unsystematic. The unsystematic risk can be eliminated by diversification. However, estimated returns have a major impact on portfolios and diversification. An incorrect estimate of returns may lead to an undiversified asset allocation. In this study, we search for a combined portfolio construction process to avoid or minimize estimation errors. We utilized the Markov chain model, which estimates stock returns based on transition probabilities of the system, and game theory to obtain a more accurate estimate of the returns used as parameters for portfolio construction while creating the portfolios. As with the Markov chain model, the game theory approach estimates returns based on probabilities. In game theory, probabilities are assigned using linear programming. In estimating the expected returns of the game theory and Markov chain models, the system was divided into three strategies according to the BIST30 returns: negative returns, neutral or zero returns, and positive returns. It was hoped that computing the weighted average of asset returns as a parameter estimator would yield more efficient portfolios than Markowitz's mean-variance model. Since they use the probabilities obtained for the three given states of the BIST 30 index, the parameters estimated by the combined method correspond to a robust statistical estimate. Thus, it does not require the assumption of normality.

## Literature Reviews

The calculation of return has a crucial impact on portfolio risk. Unsystematic risk in a portfolio can be eliminated through diversification (Evans and Archer, 1968; Malkiel, 2002; Lhabitant, 2017; Koumou, 2020). However, return series are often not normally distributed and some stocks have infinite variance (Fama, 1965). Thus, although it is possible to reduce portfolio risk to some extent through diversification, it may be necessary to use other methods to eliminate such a risk. Diversification means benefiting from the appreciation of other assets while some assets lose value. However, the direction and strength of relationships among assets play an important role in gaining benefit from diversification (Campbell et al., 2001). In addition to the direction of the relationship, the measurement of asset returns also has a significant impact on the diversification of the models. The fact that returns are usually not normally distributed has led researchers to search for other solutions. Fabozzi et al. (2007) have shown that returns with a fat-tailed distribution significantly affect portfolio performance. It was concluded that other moments besides mean and variance are needed in portfolio optimization. Granito and Walsh (1978), Arditti and Levy (1977), Jobst and Zenios (2001), Chen and Zhou (2018), Gong et al. (2021) have used high moments in portfolio theory in different ways to avoid bias in the estimation of parameters included in the classical mean and variance model. These studies show that portfolios constructed with high moments may produce superior results when compared with the mean-variance model.

In the classical mean-variance model, the expected returns and risks are calculated based on past returns. However, the distributional properties of the return series have the effect of producing unbiased statistics of the parameters used in the model. Although the mean-variance model does not clearly express this, the model assumes that asset return series are normally distributed and will be normally distributed in the future. If the normality assumption is not satisfied, the calculated expected returns lose their reliability (Mandelbrot 1997; Bhansali, 2008; Sheikh and Qiao, 2009; Esch, 2010; Stoyanov et al., 2011; Eom, 2020). At this point, portfolio models that incorporate risk or uncertainty, as opposed to classical optimization, are necessary for asset allocation. Since the Markov chain model uses transition probabilities, it is one of the most important models used in financial studies (McQueen and Thorley, 1991; Özdemir and Demireli, 2014; Yenisu, 2020; Çam, 2021).

Besides the Markov chain model, many methods such as game theory are used to obtain unbiased estimators. Game theory is a method used in many fields from economics to international relations, from tourism to energy studies, and it provides superior results (Song and Zhang, 2013; Zhu-Gang, Wen-Jia, and Can, 2014; Tran and Thompson, 2015; Ruan et al., 2018; Norouzi, Fani, and Talebi, 2022). In the game theory, a well-defined payoff matrix can be used to determine which strategy should play with which probability. Since the probabilities of a game reflect the state of the system and the distributional properties, it can be applied to complex problems such as financial markets. To this end, many important studies have been conducted using game theory (Farias et al., 2006; Ding, 2006; Ferreira et al., 2009; Carfi and Musolino, 2012; Carfi, and Musolino, 2013; Tüfekçi and Avşarlıgil, 2016; Yavuz and Eren, 2016; Essid et al., 2018; Ibrahim et al., 2020; Evangelista, Saporito and Thamsten, 2022).

## Method

In this paper, we combined three approaches to create more efficient portfolios: Game theory, Markov chains, and Markowitz's mean-variance model. Game theory and Markov chains are widely used models for many optimization problems. Here we compared the portfolios that combine game theory with the mean-variance model and the portfolio that combines the Markov chain model with the mean-variance model.

**Game Theory**

Game theory is a simple tool for choosing the most efficient strategy against nature or other players, taking into account all their strategies. It is based on a payoff matrix that represents the outcome (reward) of players’ choices in a game. A payoff matrix can be organized with two players: A row player with  $m$  strategies and a column player with  $n$  strategies.

**Table 1.** The Payoff Matrix of a Game Theory with Two Players

| Row Player's Strategy | Column Player's Strategy |          |     |          |
|-----------------------|--------------------------|----------|-----|----------|
|                       | Column 1                 | Column 2 | ... | Column n |
| Row 1                 | $a_{11}$                 | $a_{12}$ | ... | $a_{1n}$ |
| Row 2                 | $a_{21}$                 | $a_{22}$ | ... | $a_{2n}$ |
| ⋮                     | ⋮                        | ⋮        |     | ⋮        |
| Row $m$               | $a_{m1}$                 | $a_{m2}$ | ... | $a_{mn}$ |

In the table, each row represents the strategy of the row player, while each column defines the strategy of the column player, and  $a_{ij}$  is the reward of the game if the row player chooses the  $i$ -th strategy and the column player chooses the  $j$ -th strategy. Linear programming is used to determine the game value and probability of each player’s strategy. The expected return on assets can be determined using the probabilities resulting from linear programming. The basic linear programming formulation of the game can be stated as follows:

$$\begin{aligned}
 &Z_{max} = v \\
 &v \leq a_{11}x_1 + a_{21}x_2 + \dots + a_{m1}x_m \quad (\text{Column 1 constraint}) \\
 &v \leq a_{12}x_1 + a_{22}x_2 + \dots + a_{m2}x_m \quad (\text{Column 2 constraint}) \\
 &\quad \vdots \\
 &v \leq a_{1n}x_1 + a_{2n}x_2 + \dots + a_{mn}x_m \quad (\text{Column n constraint}) \\
 &x_1 + x_2 + \dots + x_m = 1 \\
 &x_i \geq 0 \quad (i = 1, 2, \dots, m); \quad v \text{ ur s}
 \end{aligned}$$

The formulation shown above represents the maximum reward for a row player. But the mathematical formulation of a game theory can be organized for a column player:

$$\begin{aligned}
 &Z_{min} = w \\
 &w \geq a_{11}y_1 + a_{12}y_2 + \dots + a_{1n}y_n \quad (\text{Row 1 constraint}) \\
 &w \geq a_{21}y_1 + a_{22}y_2 + \dots + a_{2n}y_n \quad (\text{Row 2 constraint}) \\
 &\quad \vdots \\
 &w \geq a_{m1}y_1 + a_{m2}y_2 + \dots + a_{mn}y_n \quad (\text{Row m constraint}) \\
 &y_1 + y_2 + \dots + y_n = 1 \\
 &y_j \geq 0 \quad (j = 1, 2, \dots, n); \quad w \text{ ur s}
 \end{aligned}$$

each player’s mathematical formulation is a dual formulation of the other and the game value (solution value) would be equal for both. Once the probability of each strategy is calculated, the probabilities obtained from the linear programming solution can be used to determine the assets’ expected returns based on game theory (Winston, 2004).

### Markov Chains Model

Markov chains express that a process observed for the current period depends on the state of one previous period (regime) and is independent of past states. In mathematical terms, let a process with  $N$  states be observed at time points  $T=0,1,2,3,\dots,t$ , and let  $X_1, X_1, \dots, X_t$  be the observed values for each time point. In this case:

$$P(X_t|X_{t-1}, X_{t-2}, \dots, X_0) = P(X_t|X_{t-1})$$

The above mathematical formulation defines Markovian processes. Let  $S_t$  be a randomly distributed variable that takes integer values and suppose the current value of  $S_t$  depends only on period  $t-1$ . Now:

$$P\{s_t = j/s_{t-1} = i, s_{t-2} = k, \dots\} = P_{s_t = j/s_{t-1} = i} = P_{ij}$$

where  $s_t=j$  is the realization of the system in period  $t$ ,  $P_{ij}$  is the transition probability from state  $i$  to state  $j$  (Hamilton,1994). Such a process is defined as an  $N$ -state Markov process with probability matrix  $\{P_{ij}\}_{i,j=1,2,3,\dots,N}$ . The sum of the probabilities for the transition from state  $i$  to all other states is 1 and is represented as follows:

$$p_{i1} + p_{i2} + \dots + p_{iN} = 1$$

A Markov chain model is said to be stationary (ergodic) if we assume that one eigenvalue of the  $P$  matrix is equal to one (unity) and the other eigenvalues lie within the unit circle. The ergodic probabilities for the Markov chain are represented as a  $\pi$  vector of size  $(N \times 1)$ .

$$P \cdot \pi = \pi$$

The solution of this equation will provide the ergodic probabilities of the system. Since the sum of the elements of the eigenvalue vector  $\pi$  is equal to 1, the vector  $\pi$  is normalized. Consequently, the ergodic probabilities represent the probabilities that the system would be in which regime in the long run, and the expected return of each asset from ergodic probabilities would yield the Markovian returns of the assets.

### Mean-Variance Model

The mean-variance model proposed by Markowitz (1952) is one of the most widely used models for determining efficient portfolios. The model takes into account both the expected return and the risk of a portfolio and tries to minimize the risk when maximizing the expected return. A model for portfolio optimization with general constraints is presented as follows:

$$\begin{aligned} Z_{max} &= \mu'w - \lambda \cdot w^1 \sum w \\ Aw &\leq b \\ l &\leq w \leq u \end{aligned}$$

where  $\mu$  is the coefficient vector of the objective function,  $w$  is the weight vector,  $A$  is the coefficients matrix of constraints,  $b$  is the vector of right-hand side coefficients,  $\sum$  is the variance-covariance matrix,  $\lambda$  is the risk aversion constant, and  $l$  and  $u$  are the lower and upper bound of the weights, respectively.

### Analysis and Results

We used the daily closing price of 29 stocks traded on BIST30 between January 02, 2015, and December 30, 2021. A stock was excluded in the analysis due to the lack of data and the aim was to create optimal portfolios from the remaining stocks. We grouped stock returns according to the three conditions of the BIST30 series: negative index returns, zero index returns, and positive index returns. When grouping daily returns, the returns that were close to but not equal to zero were accepted as neither positive nor negative. Since returns are rarely equal to zero, returns that were close to zero were treated as neutral returns or, in other words, zero returns. In the next step, the expected returns were calculated based on game theory and the Markov chain model using the following formula:

$$E(r_i) = P(R_m \leq 0).E(r_i|R_m \leq 0) + (R_m = 0).E(r_i|R_m = 0) + (R_m \geq 0).E(r_i|R_m \geq 0) \text{ or } E(r_i) = \sum_{t=1}^3 P(R_m|S_t).E(r_i|R_m = S_t) \tag{1}$$

Here,  $E(r_i)$  is the expected return of the  $i$ -th stock.  $P(R_m | S_t)$  is the conditional probability of the market return based on three scenarios: negative returns, neutral or zero returns, and positive returns.  $S_t$  represents the scenarios of the system in and can take three values:  $S_t=1$  in which  $R_m \leq 0$ ,  $S_t=2$  in which  $R_m=0$ , and  $S_t=3$  in which  $R_m \geq 0$ . The conditional probability of market returns was obtained from the solution of game theory and the Markov chain model. The game theory model was solved for the column player or, in other words, for the market. The solution of the game provides the conditional probability of market returns in the case of negative, zero and positive returns.

Table 2. Descriptive Statistics<sup>1</sup>

| The whole sample |      |       |           |         |        |                          | $S_t = 1$ |        |           |         |        |
|------------------|------|-------|-----------|---------|--------|--------------------------|-----------|--------|-----------|---------|--------|
| Variable         | Obs  | Mean  | Std. Dev. | Min     | Max    | Jarque-Bera <sup>1</sup> | Obs       | Mean   | Std. Dev. | Min     | Max    |
| AKBNK            | 1985 | 0.077 | 2.351     | -10.000 | 10.000 | 686.61***                | 65        | -0.124 | 1.189     | -4.405  | 4.502  |
| AKSA             | 1985 | 0.210 | 2.516     | -19.802 | 9.979  | 1238.18***               | 65        | 0.451  | 1.911     | -2.948  | 8.471  |
| ARCLK            | 1985 | 0.122 | 2.086     | -12.468 | 9.978  | 818.34***                | 65        | -0.067 | 1.358     | -3.150  | 4.581  |
| BIM              | 1985 | 0.111 | 1.802     | -10.000 | 9.915  | 954.21***                | 65        | 0.059  | 1.474     | -1.995  | 7.995  |
| DOHOL            | 1985 | 0.161 | 2.759     | -14.471 | 19.551 | 4265.37***               | 65        | 0.346  | 1.801     | -2.473  | 5.736  |
| EKGYO            | 1985 | 0.084 | 2.386     | -12.615 | 12.037 | 999.46***                | 65        | -0.191 | 1.492     | -4.935  | 3.723  |
| EREGL            | 1985 | 0.177 | 2.274     | -9.981  | 9.978  | 363.57***                | 65        | 0.338  | 1.845     | -3.857  | 7.112  |
| FROTO            | 1985 | 0.181 | 2.430     | -10.929 | 10.005 | 733.74***                | 65        | 0.244  | 1.823     | -3.341  | 6.861  |
| GARAN            | 1985 | 0.088 | 2.421     | -11.558 | 10.000 | 773.93***                | 65        | -0.043 | 1.087     | -2.795  | 3.033  |
| GUBRF            | 1985 | 0.228 | 2.827     | -10.326 | 18.195 | 1550.79***               | 65        | 0.716  | 2.578     | -2.923  | 10.703 |
| ISCTR            | 1985 | 0.103 | 2.361     | -13.225 | 9.991  | 891.99***                | 65        | -0.024 | 1.087     | -2.273  | 3.207  |
| KCHOL            | 1985 | 0.117 | 2.026     | -9.968  | 9.436  | 680.32***                | 65        | -0.134 | 1.521     | -6.805  | 3.083  |
| KOZAA            | 1985 | 0.231 | 3.632     | -20.000 | 20.000 | 2922.90***               | 65        | 0.525  | 4.404     | -10.366 | 19.101 |
| KOZAL            | 1985 | 0.205 | 3.155     | -19.955 | 20.000 | 1863.08***               | 65        | 0.335  | 3.662     | -11.090 | 13.434 |
| KRDMD            | 1985 | 0.146 | 2.744     | -12.271 | 11.157 | 202.61***                | 65        | 0.243  | 2.041     | -3.551  | 7.258  |
| PETKM            | 1985 | 0.159 | 2.269     | -10.410 | 17.993 | 1988.82***               | 65        | 0.042  | 1.976     | -3.422  | 9.929  |
| PGSUS            | 1985 | 0.165 | 2.961     | -11.294 | 14.837 | 458.94***                | 65        | -0.353 | 2.577     | -9.973  | 4.433  |
| SAHOL            | 1985 | 0.100 | 2.031     | -9.970  | 9.972  | 692.72***                | 65        | -0.181 | 1.280     | -5.290  | 2.665  |
| SASA             | 1985 | 0.393 | 3.355     | -16.886 | 20.000 | 1753.50***               | 65        | 0.384  | 3.236     | -9.958  | 15.220 |
| SISE             | 1985 | 0.164 | 2.177     | -10.011 | 12.095 | 570.30***                | 65        | 0.231  | 1.418     | -3.394  | 4.190  |
| TAHVL            | 1985 | 0.125 | 2.507     | -17.387 | 10.000 | 714.97***                | 65        | -0.313 | 2.058     | -6.405  | 4.090  |
| TCELL            | 1985 | 0.087 | 2.014     | -10.000 | 9.955  | 804.78***                | 65        | 0.244  | 1.143     | -3.147  | 3.306  |
| THYAO            | 1985 | 0.156 | 2.526     | -12.584 | 9.996  | 481.02***                | 65        | -0.092 | 1.350     | -3.611  | 2.619  |
| TKFEN            | 1985 | 0.136 | 2.394     | -10.000 | 16.396 | 454.28***                | 65        | 0.193  | 2.256     | -6.808  | 6.229  |
| TOASO            | 1985 | 0.161 | 2.312     | -10.000 | 10.020 | 404.69***                | 65        | 0.403  | 1.808     | -2.892  | 7.581  |
| TTKOM            | 1985 | 0.081 | 2.307     | -17.269 | 9.980  | 1428.30***               | 65        | 0.163  | 1.458     | -3.178  | 4.883  |
| TUPRS            | 1985 | 0.151 | 2.150     | -9.990  | 10.105 | 778.65***                | 65        | -0.026 | 1.761     | -2.981  | 7.039  |
| VESTL            | 1985 | 0.161 | 3.022     | -17.498 | 20.836 | 4188.05***               | 65        | -0.084 | 2.382     | -6.489  | 5.485  |
| YKBNK            | 1985 | 0.098 | 2.399     | -13.009 | 11.577 | 706.62***                | 65        | -0.152 | 1.599     | -4.035  | 6.518  |

(\*\*\*) significance at 1%.

Table 1 shows the descriptive statistics of the stock returns used in the analysis. The descriptive statistics of the whole sample are presented on the left side of the table, while figures on the right side of the table were calculated for  $S_t=1$  where market returns were negative. In a sense, these figures are the conditional expected values of the stocks and represent the rewards of the row player in the game when the nature or column player plays his first strategy (negative return).

The rewards of the row player (investor) in the case of the second and third strategy of the column player are summarized in table 2. The conditional expected returns shown on the left side of the table represent the rewards of the row player when  $S_t=2$ . The returns shown on the right side of the table are the rewards of the row player when  $S_t=3$ . The conditional probability of the game with respect to the column player’s strategies was obtained by solving the linear programming.

<sup>1</sup> The null hypothesis of Jarque-Bera test is that “the series is normally distributed.”



Table 3. Descriptive Statistics (continued)

| Variable | $S_t = 2$ |        |           |         |        | $S_t = 3$ |       |           |         |        |
|----------|-----------|--------|-----------|---------|--------|-----------|-------|-----------|---------|--------|
|          | Obs       | Mean   | Std. Dev. | Min     | Max    | Obs       | Mean  | Std. Dev. | Min     | Max    |
| AKBNK    | 888       | -1.482 | 1.779     | -10.000 | 4.690  | 1032      | 1.432 | 1.973     | -9.962  | 10.000 |
| AKSA     | 888       | -0.655 | 2.605     | -19.802 | 9.979  | 1032      | 0.939 | 2.223     | -9.667  | 9.966  |
| ARCLK    | 888       | -0.847 | 1.928     | -12.468 | 7.950  | 1032      | 0.968 | 1.880     | -6.638  | 9.978  |
| BIM      | 888       | -0.564 | 1.743     | -10.000 | 7.934  | 1032      | 0.695 | 1.663     | -7.466  | 9.915  |
| DOHOL    | 888       | -0.774 | 2.820     | -11.750 | 19.551 | 1032      | 0.955 | 2.494     | -14.471 | 19.213 |
| EKGYO    | 888       | -1.149 | 2.113     | -12.615 | 7.761  | 1032      | 1.163 | 2.120     | -8.299  | 12.037 |
| EREGL    | 888       | -0.974 | 1.997     | -9.981  | 7.109  | 1032      | 1.158 | 2.050     | -4.257  | 9.978  |
| FROTO    | 888       | -0.791 | 2.487     | -10.929 | 10.005 | 1032      | 1.013 | 2.082     | -5.174  | 9.994  |
| GARAN    | 888       | -1.428 | 1.892     | -11.558 | 4.394  | 1032      | 1.400 | 2.102     | -9.946  | 10.000 |
| GUBRF    | 888       | -0.892 | 2.666     | -10.326 | 18.195 | 1032      | 1.160 | 2.625     | -9.994  | 16.430 |
| ISCTR    | 888       | -1.361 | 1.915     | -13.225 | 4.308  | 1032      | 1.370 | 2.012     | -10.000 | 9.991  |
| KCHOL    | 888       | -1.085 | 1.726     | -9.968  | 4.163  | 1032      | 1.166 | 1.686     | -4.532  | 9.436  |
| KOZAA    | 888       | -0.888 | 3.677     | -20.000 | 19.774 | 1032      | 1.175 | 3.252     | -10.390 | 20.000 |
| KOZAL    | 888       | -0.749 | 3.185     | -19.955 | 20.000 | 1032      | 1.018 | 2.854     | -12.099 | 15.470 |
| KRDMD    | 888       | -1.271 | 2.433     | -12.271 | 9.735  | 1032      | 1.360 | 2.436     | -6.574  | 11.157 |
| PETKM    | 888       | -0.877 | 2.231     | -10.410 | 9.914  | 1032      | 1.059 | 1.911     | -7.593  | 17.993 |
| PGSUS    | 888       | -1.160 | 2.720     | -11.294 | 10.000 | 1032      | 1.338 | 2.681     | -6.965  | 14.837 |
| SAHOL    | 888       | -1.139 | 1.684     | -9.970  | 4.249  | 1032      | 1.184 | 1.702     | -4.336  | 9.972  |
| SASA     | 888       | -0.605 | 3.321     | -14.880 | 19.203 | 1032      | 1.251 | 3.150     | -16.886 | 20.000 |
| SISE     | 888       | -0.920 | 2.073     | -10.011 | 12.095 | 1032      | 1.092 | 1.850     | -5.597  | 9.970  |
| TAHVL    | 888       | -0.844 | 2.444     | -17.387 | 9.959  | 1032      | 0.986 | 2.264     | -7.126  | 10.000 |
| TCELL    | 888       | -0.832 | 1.910     | -10.000 | 9.320  | 1032      | 0.868 | 1.802     | -6.677  | 9.955  |
| THYAO    | 888       | -1.229 | 2.246     | -12.584 | 5.790  | 1032      | 1.364 | 2.169     | -6.154  | 9.996  |
| TKFEN    | 888       | -0.826 | 2.402     | -10.000 | 16.396 | 1032      | 0.960 | 2.067     | -7.592  | 9.992  |
| TOASO    | 888       | -0.829 | 2.240     | -10.000 | 9.347  | 1032      | 0.997 | 2.054     | -6.662  | 10.020 |
| TTKOM    | 888       | -1.014 | 2.261     | -17.269 | 9.980  | 1032      | 1.019 | 1.949     | -5.583  | 9.447  |
| TUPRS    | 888       | -0.792 | 2.038     | -9.990  | 10.105 | 1032      | 0.974 | 1.919     | -5.971  | 9.979  |
| VESTL    | 888       | -0.949 | 2.912     | -17.498 | 16.804 | 1032      | 1.131 | 2.814     | -13.889 | 20.836 |
| YKBNK    | 888       | -1.403 | 1.932     | -13.009 | 7.528  | 1032      | 1.405 | 2.014     | -9.966  | 11.577 |

The full sample consists of 1985 daily returns. Of these, 65 were neutral or zero, 888 were negative, and 1032 were positive. For the full sample, the expected return on all stocks was positive, with SASA having the highest expected return at 0.393% and AKBNK having the lowest expected return at 0.077%. The standard deviation and range of returns were high compared to the subsample statistics. According to the Jarque-Bera normality test, the null hypothesis stating the normality of the series is rejected at 1% for all stocks. It can be concluded that none of the return series was normally distributed. For  $S_t=1$ , more than half of the stocks had positive expected returns. This means that a stock has almost a 50% chance of having a positive expected return when BIST30 has a neutral or zero return. When BIST30 had no positive or negative return, KOZAA had the highest positive return of 19.101% and KOZAL had the lowest negative return of -11.09% on a trading day. Conditional expected returns can be used to calculate the payoff matrix of the game theory.

Table 4. Payoff Matrix

| Stocks | $S_t = 1$    | $S_t = 2$    | $S_t = 3$    | Stocks | $S_t = 1$    | $S_t = 2$    | $S_t = 3$    |
|--------|--------------|--------------|--------------|--------|--------------|--------------|--------------|
| AKBNK  | -0.124       | -1.482       | 1.432        | PETKM  | 0.042        | -0.877       | 1.059        |
| AKSA   | 0.451        | -0.655       | 0.939        | PGSUS  | -0.353       | -1.160       | 1.338        |
| ARCLK  | -0.067       | -0.847       | 0.968        | SAHOL  | -0.181       | -1.139       | 1.184        |
| BIM    | 0.059        | -0.564       | 0.695        | SASA   | 0.384        | -0.605       | 1.251        |
| DOHOL  | 0.346        | -0.774       | 0.955        | SISE   | 0.231        | -0.920       | 1.092        |
| EKGYO  | -0.191       | -1.149       | 1.163        | TAHVL  | -0.313       | -0.844       | 0.986        |
| EREGL  | 0.338        | -0.974       | 1.158        | TCELL  | 0.244        | -0.832       | 0.868        |
| FROTO  | 0.244        | -0.791       | 1.013        | THYAO  | -0.092       | -1.229       | 1.364        |
| GARAN  | -0.043       | -1.428       | 1.400        | TKFEN  | 0.193        | -0.826       | 0.960        |
| GUBRF  | 0.716        | -0.892       | 1.160        | TOASO  | 0.403        | -0.829       | 0.997        |
| ISCTR  | -0.024       | -1.361       | 1.370        | TTKOM  | 0.163        | -1.014       | 1.019        |
| KCHOL  | -0.134       | -1.085       | 1.166        | TUPRS  | -0.026       | -0.792       | 0.974        |
| KOZAA  | 0.525        | -0.888       | 1.175        | VESTL  | -0.084       | -0.949       | 1.131        |
| KOZAL  | 0.335        | -0.749       | 1.018        | YKBNK  | -0.152       | -1.403       | 1.405        |
| KRDMD  | 0.243        | -1.271       | 1.360        |        |              |              |              |
|        | $P(S_t = 1)$ | $P(S_t = 2)$ | $P(S_t = 3)$ |        | $P(S_t = 1)$ | $P(S_t = 2)$ | $P(S_t = 3)$ |

Table 3 represents the payoff matrix for the game with two players. The row player is an investor, and the column player is BIST30. In this game, BIST30, or nature, has three strategies: negative, neutral, and positive return, while the investor has 29 different strategies. The goal of the game is to maximize the investor's expected return. Fortunately, linear programming can be used to calculate the probabilities for each strategy that maximizes the expected value of the game. There are two ways of solving the problem: Solving the mathematical formulation for the row player or solving the mathematical formulation for the column player. Each formulation is a dual of the other and both would yield an equal game value. We solved the game for the column player, and the conditional probabilities are given below:

**Table 5.** The Probabilities of Column player's strategies

|                                  | $P(S_t = 1)$ | $P(S_t = 2)$ | $P(S_t = 3)$ |
|----------------------------------|--------------|--------------|--------------|
| Probabilities from Game Theory   | 0.33         | 0.29         | 0.38         |
| Probabilities from Markov Chains | 0.46         | 0.05         | 0.49         |

According to the linear programming solution, the BIST30 or column player would earn negative, neutral, and positive returns with probabilities of 33%, 29%, and 38%, respectively. Using the probabilities of the column players, we calculated the expected returns of each stock. The stationary probabilities of the Markov chain model resulting from the transition matrix show that BIST30 had a 46% probability of being in the first strategy, a 5% probability of being in the second strategy, and a 49% probability of being in the third strategy. The obtained returns can be used to construct efficient portfolios.

**Table 6.** The Expected Returns Obtained from Game Theory and Markov Chains Models

| Stock | Expected Returns from Game Theory | Expected Returns from Markov Chains | Stock | Expected Returns from Game Theory | Expected Returns from Markov Chains |
|-------|-----------------------------------|-------------------------------------|-------|-----------------------------------|-------------------------------------|
| AKBNK | 0.010                             | 0.019                               | PETKM | 0.119                             | 4.052                               |
| AKSA  | 0.267                             | 4.171                               | PGSUS | 0.016                             | 3.862                               |
| ARCLK | 0.063                             | 2.661                               | SAHOL | 0.015                             | 4.837                               |
| BIM   | 0.091                             | 1.623                               | SASA  | 0.382                             | 3.680                               |
| DOHOL | 0.203                             | 1.478                               | SISE  | 0.173                             | 3.242                               |
| EKGYO | 0.000                             | 2.998                               | TAHVL | 0.000                             | 3.002                               |
| EREGL | 0.210                             | 3.775                               | TCELL | 0.121                             | 2.552                               |
| FROTO | 0.190                             | 2.792                               | THYAO | 0.078                             | 3.687                               |
| GARAN | 0.040                             | 3.896                               | TKFEN | 0.143                             | 3.886                               |
| GUBRF | 0.348                             | 4.866                               | TOASO | 0.217                             | 2.636                               |
| ISCTR | 0.056                             | 4.458                               | TTKOM | 0.094                             | 2.985                               |
| KCHOL | 0.039                             | 4.940                               | TUPRS | 0.096                             | 2.905                               |
| KOZAA | 0.300                             | 3.878                               | VESTL | 0.086                             | 3.029                               |
| KOZAL | 0.232                             | 3.275                               | YKBNK | 0.018                             | 4.694                               |
| KRDMD | 0.160                             | 4.168                               |       |                                   |                                     |

Table 6 shows the expected returns calculated on the basis of game theory and the Markov chains model. In other words, the figures in Table 6 are the weighted average of the individual stocks. For example, the expected return of AKSA was calculated as  $(0.451 \times 0.33) - (0.655 \times 0.29) + (1.432 \times 0.38)$ . In Markowitz's mean-variance model, the returns were calculated as the equally weighted mean of the negative, neutral, and positive returns. Of course, the expected returns resulting from the different methods were not identical. Therefore, portfolios constructed based on a different measure of expected returns would yield different portfolios with different returns and risks. The Markov chain model was another method used in the study to determine expected returns. As in game theory, three different strategies were considered to estimate the expected returns. Here, we calculated the stationary probabilities for each strategy. These probabilities were used to calculate the expected returns of the assets that can be used to build efficient portfolios.

No matter how strong a model may be in theory, in practice it should produce a higher return than index returns and competing model portfolios. The strength of a model can be measured by the return achieved over a given term. An investor who invests in a proposed portfolio would want to beat the market at the end of the investment period. Otherwise, the proposed portfolio has no value in practice. To compare the combined models presented in this paper with the index and the mean-variance model, we

planned four investment periods. The first period covered the last two months from September 2022 to December 2022, the second covered January 2022 to the end of the sample period, and the third began in April 2020, the start of the Covid 19 pandemic, and extended to the end of the sample period. The last investment period extended from January 2015 to the end of the sample period (December 2022). The rates of increase in the value of the portfolio over an actual investment period are shown in Table 7.

Table 7. Appreciation Rates of Proposed Models

| Investment Period               | Markov Chain model | Game Theory Model | Mean-Variance model | BIST30 (Index) |
|---------------------------------|--------------------|-------------------|---------------------|----------------|
| September 2022 to December 2022 | 42.169%            | 51.560%           | 42.730%             | 46.477%        |
| January 2022 to December 2022   | 147.493%           | 134.869%          | 134.878%            | 154.814%       |
| January 2020 to December 2022   | 446.120%           | 616.140%          | 406.399%            | 533.916%       |
| January 2015 to December 2022   | 920.939%           | 1472.345%         | 1339.128%           | 408.314%       |

The figures in Table 7 show that an investment in the Markov chain model in January 2015 would have gained 920.94% in value at the end of the investment period. During this period, BIST30 only gained 408.31% in value. The combined model based on the Markov chain gained more than twice as much in value as the index. The increase in value of the portfolio proposed with the mean-variance model during this period was 1339.13%, while the investment in a portfolio created with the combined model based on the game theory achieved a return of almost 1500%. The Covid-19 pandemic had a negative impact on financial markets. During the pandemic most markets, both emerging and developed, suffered large losses. So, investing a portfolio in the financial market was riskier than ever.

An investment in a portfolio suggested by the mean variance model would yield a gain of 406.40% at the end of the investment period. From January 2020 to December 2022, the BIST30 gained 533.92% in value. Thus, the figures show that the classic mean-variance model did not work for exceptional periods such as the Covid-19 pandemic. The combined game theory-based model delivered a portfolio value gain of 616.14% from January 2020 to December 2022, while the Markov chain model delivered 446.12% over the same period. Among others, the game theory based portfolio beat all proposed portfolios including the target index. An investment in a portfolio combining mean-variance with the Markov chain model and game theory returned 147.49% and 134.87%, respectively, from the beginning of 2022 to December 2022. Over the same period, the mean-variance model returned 134.88%, while the index gained 154.91%. In all the investment periods, the portfolios based on game theory returned less than the other portfolios only during this period. If invested as planned over the last two months, a portfolio based on the Markov chain model and game theory would return 42.17% and 51.56%, respectively. BIST30 returned only 46.48% over the same period.

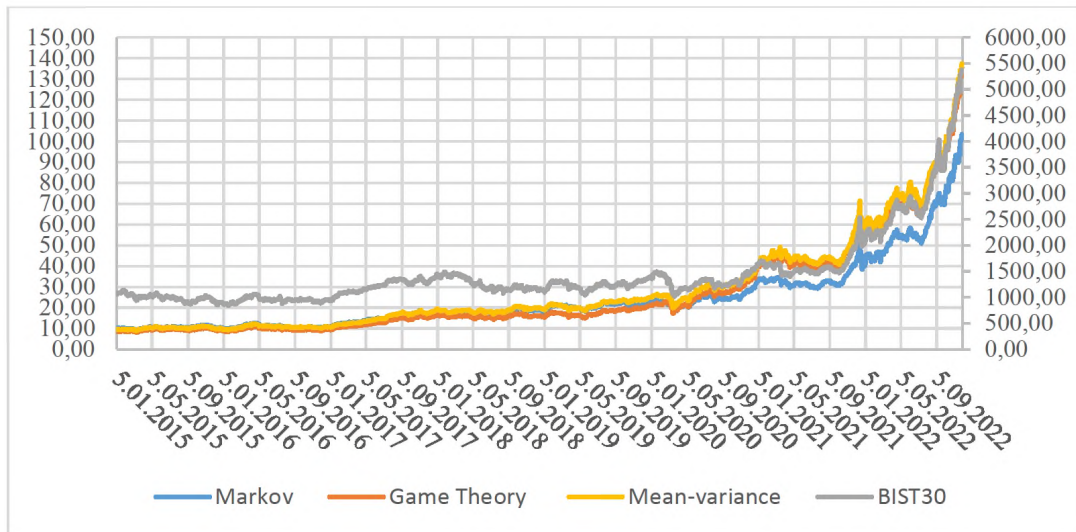


Figure 1. The Value of Created Portfolios and BIST30

Figure 1 shows the value of a portfolio based on the Markov chains model, game theory, the mean-variance model, and BIST30. The numbers on the left side of Figure 1 refer to the portfolios created, while the numbers on the right side refer to BIST30. According to the figure, at the beginning of the sample period, the constructed portfolios had a value of almost 10.00 Turkish liras. At the end of the period, the game theory portfolio increased to 137.00 Turkish Lira, the Markov chain portfolio increased to 103.37

Turkish Lira, and the mean-variance portfolio also increased to about 136.00 Turkish Lira. As is well known, the out-of-sample performance of portfolios is much more important to investors and researchers than the performance of portfolios within a sample period. Although the total sample period is an indicator of an efficient portfolio, the most important indicator is the out-of-sample performance. To compare the out-of-sample performance of portfolios in this context, we plotted the short-term line of portfolio values below.

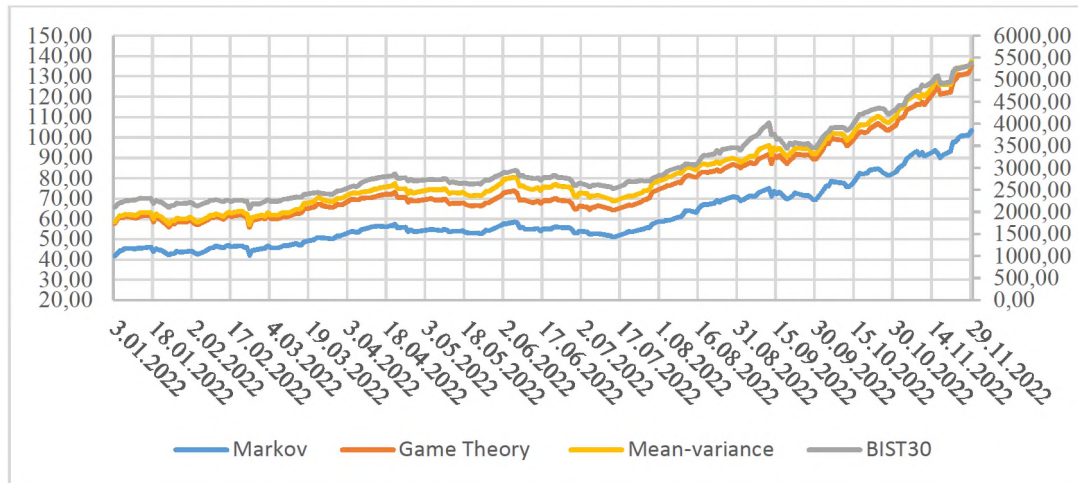


Figure 2. The Short-run Values of Created Portfolios and BIST30

As in Figure 1, the scale on the left side refers to created portfolios, while the scale on the right side refers to BIST30 in Figure 2. But here the increase in values in the invested portfolios is more evident. Parallel to the figures in Table 7, Figure 2 shows that the largest increase is in portfolios created based on game theory. Returns are important, but not the only criterion. The main objective is to minimize investment risk while maximizing the return on an investment. The portfolio risks of the mean-variance model, the portfolio based on game theory, and the Markov chain model were 1.91, 1.90, and 1.80, respectively. Thus, we can conclude that Markov chains construct portfolios with minimum risk but not maximum return.

## Conclusion

Modern portfolio theory aims to minimize portfolio risk while maximizing returns, taking into account the relationship between asset returns via the covariance matrix. However, the estimation of the parameters has a great impact on the created portfolios. In the existing literature, the analyzes of many studies, including the present work, show that the return series are mostly not normally distributed and that using the simple arithmetic mean of the assets would lead to biased parameter estimates and inefficient portfolios. As Markowitz (1991) says, "If we knew which stock gave the highest return, we would maximize our return by investing only in that stock, with no need for diversification. But none of us know the stock's distribution function for the investment period. So, we take some risk in investing and try to spread the risk through diversification." As Markowitz noted, we cannot know the distribution function of a stock. Using robust statistics that combine estimation methods would provide a robust estimate of the parameters used in the portfolio model. In this work, we used game theory and the Markov chain model to obtain unbiased estimators of the parameters and create efficient portfolios that beat the target index.

The results of the analysis suggest that the portfolio constructed on the basis of game theory is superior to the mean variance model and the model based on Markov chains. Over the long run, the portfolio combining game theory with the portfolio theory generated a return of almost 1500% in about eight years. With compound interest, this rate corresponds to an average annual growth of the portfolio of about 40%. Over the same period, the average annual growth of BIST30 was just over 19%, while it was 38% for the mean-variance model and 31% for the Markov chain model. In the short run, the portfolio which combines game theory with portfolio theory generated a return of almost 52% over a period of two months. This return represents an average monthly growth of the portfolio of about 2%. The returns of the other portfolios, including the target index, failed to beat this rate. BIST30, for example, had an average growth rate of only 1%. Overall, we conclude that the portfolio based on game theory is superior to the others. The Markov chain-based model is an alternative to the game theory-based portfolio and had the lowest portfolio risk among the others, including the game theory-based model. Since a combined model can reflect the distribution characteristics of parameters, an investor or a researcher using a combined model can create more efficient portfolios than the classical mean-variance model while avoiding investment risks.

**Peer Review:** Externally peer-reviewed.

**Conflict of Interest:** The author has no conflict of interest to declare.

**Grant Support:** The author declared that this study has received no financial support.

**ORCID:**

Salih Çam 0000-0002-3521-5728

**REFERENCES**

- Arditti, F. D., and Levy, H. (1977). Portfolio Efficiency Analysis in Three Moments: The Multiperiod Case. In *Financial Dec Making under Uncertainty* (pp. 137-150). Academic Press.
- Bhansali, V. (2008). Tail Risk Management. *The Journal of Portfolio Management*, 34(4), 68-75.
- Björk, T., Murgoci, A. and Zhou, X. Y. (2014). Mean-Variance Portfolio Optimization with State-Dependent Risk Aversion. *Mathematical Finance*, 24(1), 1-24.
- Campbell, J. Y., Cocco, J. F., Gomes, F. J., and Maenhout, P. J. (2001). *Investing Retirement Wealth: A Life-Cycle Model*. In *Risk Aspects of Investment-Based Social Security Reform* (pp. 439-482). University of Chicago Press.
- Carfi, D., and Musolino, F. (2012). Game Theory and Speculation on Government Bonds. *Economic Modelling*, 29(6), 2417-2426.
- Carfi, D., and Musolino, F. (2013). Game Theory Application of Monti's Proposal for European Government Bonds Stabilization. *Applied Sciences*, 15.
- Chen, C., and Zhou, Y. S. (2018). Robust Multi objective Portfolio with Higher Moments. *Expert Systems with Applications*, 100, 165-181.
- Çam S. (2021). Portföy Analizinde Beklenen Getiri Sorunu: Markov Getiriler ve Basit Getirilerin Karşılaştırılması. *İzmir İktisat Dergisi*, 36(1), 81-95.
- DeMiguel, V., and Nogales, F. J. (2009). Portfolio Selection with Robust Estimation. *Operations Research*, 57(3), 560-577.
- Ding, Y. (2006). Portfolio Selection Under Maximum Minimum Criterion. *Quality & Quantity*, 40, 457- 468.
- Esch, D. N. (2010). Non-Normality Facts and Fallacies. *Journal of Investment Management*, 8.
- Essid, H., Ganouati, J. and Vigeant, S. (2018) A Mean-Maverick Game Cross- Efficiency Approach to Portfolio Selection: An Application to Paris Stock Exchange. *Expert Systems with Applications*, 113, 161-185.
- Evangelista, D., Saporito, Y., and Thamsten, Y. (2022). Price Formation in Financial Markets: a Game-Theoretic Perspective. *arXiv preprint arXiv:2202.11416*.
- Evans, J. L., and Archer, S. H. (1968). Diversification and the Reduction of Dispersion: An Empirical Analysis. *The Journal of Finance*, 23(5), 761-767.
- Fabozzi, F. J., Kolm, P. N., Pachamanova, D. A., and Focardi, S. M. (2007). *Robust Portfolio Optimization and Management*. John Wiley & Sons.
- Fama, E. F. (1965). Portfolio Analysis in A Stable Paretian Market. *Management Science*, 11(3), 404-419.
- Farias, C. A., Vieira, W. C. and Santos, M. L. (2006). Portfolio Selection Models: Comparative Analysis and Applications to the Brazilian Stock Market. *Revista de Economia e Agronegócio*, 4(3), 387-407
- Ferreira, R. J. P., Almeida Filho, A. T. and Souza, F. M. C. (2009). A Decision Model for Portfolio Selection. *Pesquisa Operacional*, 29(2), 403-417.
- Gong, X., Yu, C., Min, L., and Ge, Z. (2021). Regret Theory-Based Fuzzy Multi-Objective Portfolio Selection Model Involving DEA Cross-Efficiency and Higher Moments. *Applied Soft Computing*, 100, 106958.
- Granito, M., and Walsh, P. (1978). Portfolio Efficiency Analysis in Three Moments-The Multi-period Case: Comment. *The Journal of Finance*, 33(1), 345-348.
- Hamilton, J. D. (1994). *Time series analysis* (Vol. 2). Princeton: Princeton University Press.
- Hubert, M., Debruyne, M., and Rousseeuw, P. J. (2018). Minimum Covariance Determinant and Extensions. *Wiley Interdisciplinary Reviews: Computational Statistics*, 10(3), e1421.
- Ibragimov, R. (2005). On Efficiency of Linear Estimators Under Heavy-Tailedness. *Harvard Institute of Economic Research Discussion Paper*, (2085).
- Ibrahim, M. A. R., Hee, P. C., Islam, M. A. and Bahaludin, H. (2020). Cooperative Game Theory Approach for Portfolio Sectoral Selection Before and After Malaysia General Elections: GE13 versus GE14. *Saudi Journal of Economics and Finance*, 4(8), 390-398
- Jobst, N. J., and Zenios, S. A. (2001). The Tail That Wags the Dog: Integrating Credit Risk in Asset Portfolios. *The Journal of Risk Finance*.
- Koumou, G. B. (2020). Diversification and Portfolio Theory: A Review. *Financial Markets and Portfolio Management*, 34, 267-312.
- Lhabitant, F. S. (2017). *Portfolio diversification*. Elsevier.
- Malkiel, B. G. (2002, March). How Much Diversification is Enough? In *AIMR Conference Proceedings on Equity Portfolio Construction* (Vol. 5, pp. 18-28).
- Mandelbrot, B. B. (1997). The Variation of Certain Speculative Prices. In *Fractals and scaling in finance* (pp. 371-418). Springer, New York, NY.

- Markowitz, H. M. (1952). Portfolio Selection. *The Journal of Finance* 7(1): 77-91
- McQueen, G., and Thorley, S. (1991). Are Stock Returns Predictable? A Test Using Markov Chains. *The Journal of Finance*, 46(1), 239-263.
- Norouzi, N., Fani, M., and Talebi, S. (2022). Green Tax as a Path to Greener Economy: A game Theory Approach on Energy and Final Goods in Iran. *Renewable and Sustainable Energy Reviews*, 156, 111968.
- Özdemir, A., and Demireli, E. (2014). Hisse Senedi Fiyat Verimliliğinin Markov Zincirleri İle Analizi Bist Teknoloji Endeksi Hisse Senedi Fiyatları Üzerine Bir Uygulama. *Verimlilik Dergisi*, (1), 41-60.
- Reyna, F. R., Júnior, A. M. D., Mendes, B. V., and Porto, O. (2005). Optimal Portfolio Structuring in Emerging Stock Markets Using Robust Statistics. *Brazilian Review of Econometrics*, 25(2), 139-157.
- Ruan, L., Wang, J., Chen, J., Xu, Y., Yang, Y., Jiang, H., ... and Xu, Y. (2018). Energy-Efficient Multi-UAV Coverage Deployment in UAV Networks: A Game-Theoretic Framework. *China Communications*, 15(10), 194-209.
- Sheikh, A. Z., and Qiao, H. (2009). Non-Normality of Market Returns. *JP Morgan Asset Management research paper*.
- Song, H., and Zhang, X. (2013). Apply Game Theory to the Correlation of Total GDP and Carbon Emissions. *Economic Management Journal*, 2(4).
- Stoyanov, S. V., Rachev, S. T., Racheva-Yotova, B., and Fabozzi, F. J. (2011). Fat-Tailed Models for Risk Estimation. *The Journal of Portfolio Management*, 37(2), 107-117.
- Tran, X., and Thompson, C. (2015). Application of Game Theory in Tourism. *Tourism Analysis*, 20(6), 697-702.
- Tüfekçi, Ö. K. and Avşarlıgil, N. (2016). Optimal Portfolio Theory and Game Theory Approach: A study on BİST. *Journal of Strategic Research in Social Science*, 2(4), 41-64.
- Welsch Eom, C. (2020). Risk Characteristic on Fat-Tails of Return Distribution: An Evidence of the Korean Stock Market. *Asia-Pacific Journal of Business*, 11(4), 37-48.
- Welsch, R. E., and Zhou, X. (2007). Application of Robust Statistics to Asset Allocation Models. *REVSTAT-Statistical Journal*, 5(1), 97-114.
- Winston, W. L. (2004). *Operations Research: Applications and Algorithms*. Cengage Learning.
- Yang, L., Couillet, R., and McKay, M. R. (2015). A Robust Statistics Approach to Minimum Variance Portfolio Optimization. *IEEE Transactions on Signal Processing*, 63(24), 6684-6697.
- Yavuz, M. and Eren, T. (2016). Finansal Araçların Oyun Teorisiyle Analiz Edilmesi. *Bartın Üniversitesi İ.İ.B.F. Dergisi*, 7(13), 122-139.
- YENİSU, E. (2020). Hisse Senedi Fiyatlarının Markov Zincirleri ile Analizi: BIST 100 Şirketleri Üzerine Bir Uygulama. *Giresun Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Dergisi*, 6(2), 261-277.
- Zhu-Gang, J., Wen-Jia, C., and Can, W. (2014). Simulation of climate Negotiation Strategies Between China and the US Based On Game Theory. *Advances in Climate Change Research*, 5(1), 34-40.

### How cite this article

Cam, S. (2023). Asset allocation with combined models based on game-theory approach and markov chain models. *EKOIST Journal of Econometrics and Statistics*, 39, 26-36. <https://doi.org/10.26650/ekoist.2023.39.1221032>

# NARDL Yönteminin Kripto Para Birimlerine Yönelik Bir Monte Carlo Simülasyon Analizi\*

## A Monte Carlo Simulation Analysis of the NARDL Method with Regard to Cryptocurrencies

Abdülşamet Aça<sup>1</sup> , Kemal Dinçer Dineç<sup>2</sup> 

<sup>1</sup>(Doktora Öğrencisi), Gebze Teknik Üniversitesi, Endüstri Mühendisliği, Kocaeli, Türkiye

<sup>2</sup>(Dr. Öğretim Üyesi), Gebze Teknik Üniversitesi, Endüstri Mühendisliği, Kocaeli, Türkiye

\*Bu çalışma ICONDATA'22 sempozyumunda özet bildiri olarak sunulmuş ve Gebze Teknik Üniversitesi Endüstri Mühendisliği Bölümü Yüksek Lisans programında kabul edilmiş olan “Time Series Modelling and Cryptocurrencies” isimli tezden üretilmiştir.

### ÖZ

Doğrusal olmayan ARDL (NARDL) yöntemi ekonomik ve finansal değişkenlerin incelenmesinde kullanılan doğrusal olmayan ekonometrik yöntemlerden biridir. Kripto paralar ile ekonomik ve finansal değişkenler arasındaki asimetrik ilişkileri inceleme imkânı sunan NARDL yöntemi bu çalışmanın odak noktasını oluşturmaktadır. NARDL metodunun ilk geliştirilme aşamasında, tahmin edicilerin sonlu örnek özelliklerini araştırmak için basit veri üretme süreci kullanılarak ve normal dağılım varsayımı altında Monte Carlo deneyleri yapılmıştır. Bu çalışmada ise NARDL yönteminin güvenilirliği normal olmayan dağılımlar altında incelenmektedir. Kripto para birimlerinin getiri dağılımları normal dağılımından farklı ve de ağır kuyruklu olduğu için bu önemli bir araştırma problemidir. Bu çalışmada, NARDL modeli normal dağılım ve farklı ağır kuyruklu dağılımlar (Student t-dağılımı ve Skew-t dağılımı) altında simüle edilmiştir. Literatürde, bildiğimiz kadarıyla, normal olmayan zaman serileri için NARDL yönteminin sonlu örnek özellikleri üzerine bir çalışma bulunmamaktadır. Bu açıdan çalışmamızın sonuçları, kripto para birimlerinin ekonomi ve finans üzerindeki etkileri hakkında yapılan değerlendirmelerin doğruluğu üzerine çıkarımlar yapılmasında yol gösterici olacaktır.

### ABSTRACT

One of the nonlinear techniques utilized in the analysis of economic and financial variables is the nonlinear autoregressive distributed lag (NARDL) method. This study primarily focuses on the NARDL approach, which offers the chance to assess the asymmetric relationships between cryptocurrencies and economic and financial variables. Monte Carlo experiments were carried out while developing the NARDL method for the purpose of investigating the finite sample properties of estimators under the premise of normal distribution for a simple data generation procedure. This study examines the NARDL method's dependability for non-normal distributions. The return distributions of cryptocurrencies are obviously non-normal and heavy-tailed, making this a significant research challenge. This study simulates the NARDL model using both several heavy-tailed distributions as well as a normal distribution. To the best of our knowledge, no research has yet occurred on the NARDL method's finite sample qualities for time series with non-normality. The findings from this study could have a significant impact on how accurately predictions are made regarding the impact cryptocurrencies have on the economy and finance.

**Anahtar Kelimeler:** Monte Carlo simülasyonu, doğrusal olmayan ARDL, kripto paralar

**Keywords:** Monte Carlo simulation, nonlinear ARDL, cryptocurrencies

### EXTENDED SUMMARY

Investor interest in cryptocurrencies increased after Nakamoto's (2008) suggestion of Bitcoin. The presence and usefulness of cryptocurrencies in economic and financial systems are continually growing, and this has drawn attention from academicians. Several studies on cryptocurrencies have been carried out in recent years. Between 2013 and 2019, Corbet et al. (2019) conducted

**Corresponding Author:** Abdülşamet Aça E-mail: abdulşametaca@gtu.edu.tr

**Submitted:** 28.07.2023 • **Accepted:** 13.09.2023



This article is licensed under a Creative Commons Attribution-NonCommercial 4.0 International License (CC BY-NC 4.0)

a thorough assessment of quantitative and non-quantitative studies on cryptocurrencies. Quantitative studies have investigated the relationships among numerous variables (e.g., Bitcoin returns, altcoin investments, gold prices, oil prices, etc.) using a variety of approaches such as regression models, vector error correction models, generalized autoregressive conditional heteroskedasticity (GARCH), autoregressive distributive lag (ARDL), and correlation analyses. The studies conducted prior to 2020 used linear methods to explore the relationships among variables, while some studies since 2020 have also used nonlinear methods. This study uses Student's t-distribution and skewed t-distributions, as well as a normal distribution, to simulate the nonlinear ARDL [NARDL] model. The return distributions of cryptocurrencies are obviously non-normal and heavy-tailed, making this a significant research problem. Shanaev and Ghimire (2021) applied the Cramer-von Mises, Anderson-Darling, Kuiper, Kolmogorov-Smirnov, and chi-squared goodness-of-fit tests for 22 different theoretical distributions to determine the distributions for 772 different cryptocurrencies. In addition to a normal distribution, they found cryptocurrencies to have non-normal distributions such as Student's t-distribution, skewed-t distribution, Johnson SU distribution, and asymmetric power function distribution.

Developed by Shin et al. (2014), the NARDL model is an enhanced version of the ARDL model. Developed by Pesaran et al. (2001), the ARDL model is a cointegration analysis that is used to detect long- and short-term causality relationships between non-stationary series at different levels. One important feature of this cointegration analysis is that it does not require the series to have the same order. The purpose of creating the NARDL model is to develop a simple flexible nonlinear dynamic framework that can simultaneously and consistently model both long-term relationships among variables as well as the asymmetries in dynamic fit models. The NARDL approach constitutes a nonlinear modeling technique that is employed to examine economic and financial factors. The present study focuses on employing the ARDL technique, which offers a means of examining the non-reciprocal associations cryptocurrencies have with economic and financial variables. In order to investigate the finite sample properties of estimators for the simple data generation process, Shin et al. (2014) used Monte Carlo simulation experiments. To the best of our knowledge, no scholarly publication has been encountered that has conducted an investigation into the finite sample properties of the NARDL method when applied to time series data with non-normal distribution. During the Monte Carlo simulation experiments, hypothesis tests were conducted for the finite sample properties of the estimators, as well as for long-term asymmetric relationships, short-term asymmetric relationships, and non-asymmetric cointegration. The size and powers of the hypothesis theses have been examined under normal and non-normal distributions.

The default parameter values for the Monte Carlo simulation experiments under normal distribution were taken as excerpts from Shin et al. (2014), while we created the default values for the Student's t-distribution and the skewed-t distribution. The Monte Carlo simulation experiments were performed by utilizing Shin et al.'s error correction model. The Monte Carlo simulation experiments were conducted using the software programs STATA and R.

The results from the Monte Carlo simulations show the size of the NARDL model for the normal distribution and for the Student's t-distribution to decrease and its power to increase as the number of samples increases. The study has also revealed that a variable with a skewed-t distribution possessing a skewness value of -2, 2.1 degrees of freedom, and a correlation value of -0.5 would not accurately show the short-term asymmetric relationship if its relationship with other variables is examined using NARDL. When the degrees of freedom are increased to 3, or 10 for the mentioned skewed-t distribution, the Wald test has moderate power over the short term.

In this respect, the results from our study shows the studies that have used the NARDL model for evaluating the effects of cryptocurrencies on economics and finance to be predominantly reliable and accurate. Only one contrary finding was found where the skewed-t distribution possessed a very high kurtosis value and a high positive skewness value. For this case, the Wald test was observed to have very low power regarding the short-term asymmetric relationship.

## Giriş

Kripto paralar, blok zincir teknolojik altyapısını kullanan ve internet tabanlı bir değişim aracı olarak kullanılan parasal bir sistemdir. Kripto paraların kabul görmesinin ve popüler olmasının temelinde sahip oldukları şu üç özellik yatmaktadır: Adem-i merkezilik, şeffaflık ve değişmezlik (Lin ve An, 2021). En bilinen kripto para Nakatomo (2008) tarafından tasarlanmış olan Bitcoin'dir. Ağustos 2022 itibari ile Bitcoin'in coinmarketcap'daki piyasa değeri yaklaşık olarak \$456 milyar değerindedir (Coinmarketcap, 2022). Bu hacimdeki bir kripto para piyasasının ekonomi, finans ve insanların gündelik hayatını etkilemesi kaçınılmazdır. Bitcoin'in hacminin hızla artması ve blok zincir teknolojisinin dünya üzerinde yaygınlaşmasıyla beraber akademisyenler ve araştırmacılar tarafından kripto paralar ile ekonomik ve finansal değişkenler arasındaki ilişkilerin incelenmesi hız kazanmıştır. Bu ilişkiler incelenirken doğrusal regresyon modeli (Leirvik, 2022), korelasyon analizi (Baur ve diğerleri, 2018) ve farklı eş bütünleşme yöntemleri olan VECM (Li ve Wang, 2017), GARCH (Dyhrberg, 2016), ARDL (Ciaian ve diğerleri, 2018) gibi doğrusal olan metotlar kullanılmıştır. Yapılan çalışmalarda doğrusal nedensellik veya eş bütünleşme testleri yaygın olarak kullanılsa da özellikle ekonometrik yöntemlerin gelişmesiyle son dönemlerde kripto paralar ile ekonomik ve finansal değişkenler arasındaki ilişkilerde asimetri veya doğrusal dışılık olup olmadığı konusu araştırılmaya başlanmıştır.

Doğrusal olmayan ARDL modeli, ARDL modelinin geliştirilmiş bir halidir. Pesaran ve diğerleri (2001) tarafından geliştirilen



ARDL modeli, seviyelerinde durağan olmayan seriler arasındaki uzun ve kısa dönem nedensellik ilişkilerini tespit etmeye yarayan eş bütünleşme analizlerinden bir tanesidir. Bu eş bütünleşme analizinin önemli bir özelliği serilerin aynı dereceden olma şartını aramamasıdır. Shin ve diğerleri (2014) tarafından geliştirilen doğrusal olmayan ARDL (NARDL) modelinin oluşturulmasındaki amaç hem değişkenler arasındaki uzun vadeli ilişkileri hem de dinamik uyum modellerindeki asimetrik eşzamanlı ve tutarlı bir şekilde modelleyebilen basit ve esnek doğrusal olmayan dinamik bir çerçeve geliştirmektir. Bu çerçeve değişkenlere yönelik pozitif ve negatif şokları takiben oluşan asimetrik etkileri izlememize izin veren teorik bir zemin sunmaktadır ve oluşturulmuş bu teorik çerçevenin esnekliği sayesinde, uzun ve kısa vadeli asimetrinin farklı genel kombinasyonları ele alınabilmektedir. Shin ve diğerleri (2014) NARDL modeli oluşturulurken tahmincilerin sonlu örnek özelliklerini araştırmak için basit veri üretme sürecine dayalı bir dizi Monte Carlo deneyi yapmışlardır. Veriler üretilirken normal dağılım baz alınmış ve normal dağılım altında tahmincilerin sonlu örnek özellikleri araştırılmıştır.

Shanaev ve Ghimire (2021) 772 farklı kripto paranın sahip oldukları dağılımları tespit etmek amacıyla 22 farklı teorik dağılım için Cramer-von Mises, Anderson-Darling, Kuiper, Kolmogorov-Smirnov, ve Chi-squared uyum iyiliği testlerini uygulamışlardır. Kripto paraların normal dağılım dışında student-t, skew-t Johnson SU ya da asimetrik güç fonksiyonu dağılımı gibi normal olmayan dağılımlara sahip olduklarını tespit etmişlerdir. Bu çalışmanın motivasyonunu oluşturan araştırma problemi bu noktada ortaya çıkmaktadır. Normal olmayan dağılımlara sahip değişkenlerin birbirleri ile olan ilişkilerini incelerken NARDL metodu ile yapılacak olan analizlerin güvenilir olup olmadıkları ele aldığımız temel araştırma sorusudur. Bu çalışmada normal dağılıma sahip olmayan kripto paralar ile diğer değişkenler arasındaki uzun ve kısa dönemli asimetrik ilişkileri gösteren NARDL modelinin farklı ağır kuyruklu dağılımlar (Student t-dağılımı ve Skew-t dağılımı) altında güvenilirliğinin test edilmesi amaçlanmaktadır.

Çalışmamızın ikinci bölümde kripto paraların diğer değişkenler (altın, benzin, doğal gaz fiyatları vb.) ile ilişkilerini NARDL modeli kullanarak inceleyen çalışmalar hakkında bir literatür taraması yapılmıştır. Bölüm 3’de Monte Carlo simülasyon deneyleri için basit veri üretim sürecinin ve simülasyonun nasıl yapıldığı açıklanmış ve dördüncü bölümde simülasyon sonuçları değerlendirilmiştir. Bölüm 5’de sonuç kısmı verilmiştir.

### Literatür Taraması

Literatürde kripto paralar üzerine yapılan çok sayıda nicel ve nitel çalışmalar bulunmaktadır. Kripto para piyasalarının hızla gelişmesi ve kripto paraların toplum temelinde hızla popülerite kazanmasının akabinde akademik çevrelerde de önemli bir araştırma alanı oluşmuştur. Nakamoto (2008) tarafından Bitcoin’in önerilmesinin sonrasında yapılan akademik çalışmaları Corbet ve diğerleri (2019) sistematik bir şekilde inceleyerek detaylı bir literatür çalışması hazırlamışlardır. Bu çalışmada kripto paralar ile ilgili 2019 yılına kadar yapılan neredeyse bütün çalışmalar nicel ve nitel olarak iki sınıf altında incelenmiştir. Bu çalışma kapsamında yapılmış olan literatür çalışması için 2019 yılına kadar olan kripto paralar ile ilgili nicel çalışmalarda Corbet ve diğerleri (2019)’nin literatür çalışması baz alınmıştır. Corbet vd. (2019)’nin yapmış olduğu incelemede literatürdeki nicel çalışmaların bağımlı ve kontrol değişkenleri, seçilen metodolojileri, çalışmaların yapılma nedenleri, kullanılan verilerin hangi sıklıkta olduğu (günlük, aylık vb.), hangi siteden alındığı ve verinin büyüklüğü hakkında bilgiler verilmiştir. Tarafımızca yapılan literatür taramasında ise 2017’den başlayarak günümüze kadar yapılan çalışmalarda kullanılan değişkenler ve seçilen metodolojiler sunulmaktadır (özellikle NARDL ve ARDL kullanılarak yapılanlar çalışmaları araştırılmıştır.) Tablo 1’de çalışmalarda kullanılan yazılım veya program türleri gösterilmiştir. Yapılan çalışmaların birçoğunda analizler için kullanılan programın adı veya versiyonu hakkında bir bilgiye ulaşılamamıştır.

Yapılan literatür çalışmasında görülmüştür ki literatürdeki çalışmaların fiyat dinamikleri, piyasa hacmi, kripto paralar ve diğer değişkenler arasındaki ilişkileri tespit etmeye yöneliktir. Literatürde incelediğimiz çalışmalarda seçilen metodolojiler ve modellerin güvenilirliği konusunda herhangi bir araştırmaya rastlanılmamıştır. Shanaev ve Ghimire (2021) 772 farklı kripto paranın sahip oldukları dağılımları tespit etmek için 22 farklı teorik dağılım fonksiyonlarını Cramer-von Mises, Anderson-Darling, Kuiper, Kolmogorov-Smirnov ve Chi-squared uyum iyiliği testleri kullanarak uyum analizlerini yapmışlardır. Shanaev ve Ghimire (2021) kripto paraların normal olmayan dağılımlara sahip olduğunu tespitinden sonra normal dağılım altında geliştirilen NARDL modelinin güvenilirliği varsayımını inceleyen bu çalışma literatüre önemli bir katkı sunmaktadır.

**Tablo 1. Literatür Taraması**

| Yazarlar                                   | Çalışma İsmi   | Değişkenler  | Metot/Model                                      | Kullanılan Yazılım |
|--|--|--|--|--------------------|
| <b>Ghorbel ve diğerleri, 2022</b>          | Kripto para birimleri ve borsalar arasındaki asimetrik doğrusal olmayan kısa ve uzun vadeli ilişkilerin test edilmesi  | 6 kripto para (Bitcoin, Litecoin, Bitcoin gold, Dash, Maker, ve Ethereum) ve yedi borsa (S&P500, CAC40, DAX30, NIKKEI, FTSE, FTSEMIB, ve SPTSX)  | NARDL  | STATA              |
| <b>Jareño ve diğerleri, 2022</b>           | Kripto para ve emtia piyasaları arasındaki asimetrik karşılıklı bağımlılıklar: COVID-19 pandemisinin etkisi  | Bitcoin, Ethereum, Cardano, Tether ve emtia iadeleri   | NARDL  | Belirtilmemiş      |
| <b>Sayed ve diğerleri, 2022</b>            | Ekonomik Politika Belirsizliği, Kripto Para Birimleri ve Küresel Yeşil Tahviller Arasında Asimetrik Bir İlişki Var mı? Amerika Birleşik Devletleri'nden Kanıtlar       | Yeşil tahviller, ABD ekonomik politikası belirsizliği (EPU) ve bitcoinler  | NARDL  | Belirtilmemiş      |
| <b>Lin ve An, 2021</b>                     | Bitcoin ve kaynak emtia vadeli işlemleri arasındaki ilişki: NARDL yaklaşımından kanıtlar   | Bitcoin fiyatı ve kaynak emtia vadeli işlemleri fiyatı   | NARDL  | Belirtilmemiş      |
| <b>Moussa ve diğerleri, 2021</b>           | Bitcoin ve emtialar arasındaki dinamik ilişkiyi keşfetmek: STECM modeli aracılığıyla yeni anlayışlar   | Bitcoin, Petrol, Doğal Gaz, Altın ve Kömür   | Smooth Transition Error Correction Model (STECM) | Belirtilmemiş      |
| <b>Jareño ve diğerleri, 2021</b>           | Kripto para birimleri ve petrol fiyatı şokları: COVID-19 pandemisinde bir NARDL analizi  | Petrol fiyatları ve kripto para birimi   | NARDL  | Belirtilmemiş      |
| <b>Gaies ve diğerleri, 2021</b>            | Bitcoin güvene dayanıyor mu? – Küreselleşen dijital para birimlerinin belirleyicilerini çözmek   | Bitcoin  | ARDL ve NARDL                                    | Belirtilmemiş      |
| <b>Long ve diğerleri, 2021</b>             | Hem Bitcoin hem de altın güvenli liman varlıkları olarak hizmet edebilir mi? — NARDL modeline dayalı karşılaştırmalı bir analiz  | Bitcoin, altın ve küresel ekonomik politika belirsizliği (GEPUI), ABD borsa oynaklık endeksi (VIX) ve CBOE ham petrol ETF oynaklık endeksi (OVX) | NARDL  | Belirtilmemiş      |
| <b>Çaşkur ve Arslan, 2021</b>              | Blockchain Teknolojisi, Kripto Para ve Finansal Bağımlılık: Türkiye Üzerine Bir Analiz   | Finansal Derinlik, Kripto Para Birimi Hacmi, Kıymetli Madenler Hesabı, Hisse Senedi  | ARDL ve NARDL                                    | Belirtilmemiş      |
| <b>Contuk, 2021</b>                        | Covid -19 Sürecinde Altın ve Petrol Fiyatlarının Bitcoin Üzerindeki Asimetrik Etkileri   | Bitcoin, Altın, Brent Petrol   | NARDL  | Belirtilmemiş      |
| <b>Demir ve diğerleri, 2020</b>            | Bitcoin'in altcoinler üzerindeki asimetrik etkisi: doğrusal olmayan otoregresif dağıtılmış gecikme (NARDL) modelinden kanıtlar   | Bitcoin ve altcoinler, yani Ethereum (ETH), Ripple (XRP) ve Litecoin (LTC)   | NARDL  | Belirtilmemiş      |
| <b>Jeribi ve diğerleri, 2021</b>           | Kripto para birimleri, covid-19 kaynaklı bir finansal krizde borsa için bir dayanak mı? Nardl yaklaşımından kanıtlar   | BRICS borsaları için ilk beş kripto para birimi (Bitcoin, Ethereum, Dash, Monero ve Ripple) ve altın   | NARDL  | Belirtilmemiş      |
| <b>Jareño ve diğerleri, 2020</b>           | Bitcoin ve altın fiyat getirileri: Niceliksel bir regresyon ve NARDL analizi   | Bitcoin İadeleri ve Altın Fiyatı İadeleri  | NARDL ve Quantile Regression Approach            | Eview              |
| <b>De la O González ve diğerleri, 2020</b> | Doğrusal Olmayan Otoregresif Dağıtılmış Gecikme Yaklaşımı: Bitcoin İadeleri ile Diğer On En Alakalı Kripto Para Birimi İadesi Arasındaki Bağlantı Üzerine Bir Uygulama | Bitcoin iadeleri ve on ek kripto para biriminin getirisi   | NARDL  | Belirtilmemiş      |
| <b>Bouri ve diğerleri, 2018</b>            | Bitcoin, toplam emtia ve altın fiyatları arasındaki asimetrik doğrusal olmayan kısa ve uzun vadeli ilişkilerin test edilmesi   | Bitcoin fiyatındaki toplam emtia endeksi ve altın fiyatları  | NARDL ve Quantile ARDL                           | Belirtilmemiş      |
| <b>Ciaian ve diğerleri, 2018</b>           | Sanal ilişkiler: BitCoin ve altcoin piyasalarından kısa ve uzun vadeli kanıtlar  | Bitcoins ve altı altcoins  | ARDL   | Belirtilmemiş      |
| <b>Canoz ve Dirican, 2017</b>              | Bitcoin fiyatları ve dünya hisse senedi endeksleri arasındaki Eşbütünleşme İlişkisi: ARDL modeli yaklaşımıyla bir analiz   | Bitcoin, BIST100, FTSE100 ve NIKKEI225   | ARDL   | Eview 9.0          |

## Yöntem

Doğrusal olmayan ARDL modelinin normal olmayan dağılıma sahip değişkenler için kullanıldığında güvenilir olup olmadığını incelemek için, NARDL modeli ilk oluşturulurken Shin ve diğerleri (2014) tarafından tasarlanmış olan NARDL hata doğrulama modeli kullanılarak Monte Carlo simülasyon deneyleri yapılmıştır. Tablo 2’de modeldeki parametrelerin açıklamaları verilmiştir.

**Tablo 2.** Parametre Açıklaması

| Parametreler | Parametre Açıklaması                     |
|--------------|--|
| $y_t$        | Bağımlı değişken                         |
| $x_t$        | Bağımsız değişken                        |
| $\alpha$     | Sabit terim                              |
| $\rho$       | Hata Düzeltme Parametresi                |
| $\beta^+$    | Pozitif Asimetrik uzun dönem parametresi |
| $\beta^-$    | Negatif Asimetrik uzun dönem parametresi |
| $\varphi^+$  | Pozitif Asimetrik kısa dönem parametresi |
| $\varphi^-$  | Negatif Asimetrik kısa dönem parametresi |
| $x_t^+$      | $x_t$ Pozitif değişimler                 |
| $x_t^-$      | $x_t$ Negatif değişimler                 |
| $u_t$        | Hata terimi                              |
| $\omega$     | Korelasyon parametresi                   |

Monte Carlo simülasyon deneylerinde aşağıdaki NARDL hata düzeltme modeli kullanılarak bağımlı ve bağımsız değişkenler için veri üretme süreci gerçekleştirilmiştir.

$$\Delta y_t = \alpha + \rho(y_{t-1} - \beta^+ x_{t-1}^+ - \beta^- x_{t-1}^-) + \varphi^+ \Delta x_t^+ + \varphi^- \Delta x_t^- + u_t$$

Buradaki  $\Delta x_t = \varepsilon_t$  ve  $(u_t, \varepsilon_t)$  seri olarak ilişkisizdir ve aşağıdaki iki değişkenli dağılıma göre üretilmiştir.

$$u_t = \omega z_1 + \sqrt{1 - \omega^2} z_2$$

$$\Delta x_t = \varepsilon_t = z_1$$

Normal dağılımı esas alan standart modelde,  $z_1$  ve  $z_2$  standart normal dağılım altında türetilmiş sıfır ortalamalı ve birim standart sapmalı bağımsız rastgele değerlerdir.

$x_t^+$  ve  $x_t^-$ ,  $x_t$ 'de meydana gelen pozitif ve negatif değişikliklerin kısmi toplam sürecini ifade etmektedir.

$$x_t^+ = \sum_{i=1}^t \Delta x_i^+ = \sum_{i=1}^t \max(\Delta x_i, 0)$$

$$x_t^- = \sum_{i=1}^t \Delta x_i^- = \sum_{i=1}^t \min(\Delta x_i, 0)$$

$\omega \neq 0$  ise denklem (1) aşağıdaki şekilde tahmin edilmiştir:

$$\Delta y_t = \alpha + \rho * y_{t-1} + \theta^+ x_{t-1}^+ + \theta^- x_{t-1}^- + \pi^+ \Delta x_t^+ + \pi^- \Delta x_t^- + e_t$$

Denklem (6)'daki  $\pi^+ = \varphi^+ + \omega$  ve  $\pi^- = \varphi^- + \omega$  iken uzun dönemli ilişkileri gösteren parametreler  $\beta^+ = \frac{-\theta^+}{\rho}$  ve  $\beta^- = \frac{-\theta^-}{\rho}$  şeklindedir.

Bağımlı ve bağımsız değişkenler için basit veri üretme süreci gerçekleştirilirken Tablo 3'teki Shin, Yu ve Greenwood (2014) tarafından varsayılan parametre değerleri kullanılarak NARDL hata düzeltme modeli için simülasyon işlemleri yapılmıştır.

**Tablo 3.** Varsayım Tablosu

| Parametre Açıklaması                           | Parametreler     | Değer                        |
|--|------------------|------------------------------|
| Sabit terim                                    | $\alpha$         | 0                            |
| Hata Düzeltme Parametresi                      | $\rho$           | -0.2                         |
| Pozitif Asimetrik uzun dönem parametresi       | $\beta^+$        | 0.5                          |
| Negatif Asimetrik uzun dönem parametresi       | $\beta^-$        | $\beta^+ + \delta_\beta$     |
| Negatif Asimetrik uzun dönem delta parametresi | $\delta_\beta$   | 0.5                          |
| Pozitif Asimetrik kısa dönem parametresi       | $\varphi^+$      | 0.5                          |
| Negatif Asimetrik kısa dönem parametresi       | $\varphi^-$      | $\varphi^+ + \delta_\varphi$ |
| Negatif Asimetrik kısa dönem delta parametresi | $\delta_\varphi$ | 0.5                          |
| Örneklem Büyüklüğü                             | $T$              | 100,200,400                  |
| Tekrar sayısı                                  | $N$              | 3000                         |
| Korelasyon parametresi                         | $\omega$         | -0.5,0,0.5                   |
| Serbestlik Derecesi                            | $v$ ya da $df$   | 2.1,3,10                     |

Çalışma kapsamında normal olmayan dağılımlardan Student-t dağılımı ve Skew-t dağılımı kullanılmıştır. Student-t dağılımları altında yapılan Monte Carlo simülasyon deneyinde  $u_t$  ve  $\Delta x_t = \varepsilon_t$  parametreleri aşağıdaki şekilde üretilmiştir.

$$u_t = \omega z_1 + \sqrt{1 - \omega^2} z_2$$

$$\Delta x_t = \varepsilon_t = z_1$$

$$z_1, z_2 \sim \sqrt{\frac{v-2}{v}} rt$$

$rt$  student-t dağılımı altında üretilmiş rastgele değerlerdir. Bu değerlerin  $\sqrt{\frac{v-2}{v}}$  ile çarpılmasının sebebi  $z_1$  ve  $z_2$ 'nin birim varyansa sahip olmalarını sağlamaktır. Tablo 4'te Student-t dağılımı için varsayılan serbestlik dereceleri verilmiştir.

**Tablo 4.** Student-t Dağılımı için Varsayım Tablosu

| Parametre Açıklaması | Parametreler   | Değer    |
|----------------------|----------------|----------|
| Serbestlik Derecesi  | $v$ ya da $df$ | 2.1,3,10 |

Kullanılacak olan diğer normal olmayan dağılım Skew-t dağılımıdır. Bu dağılım altında yapılan Monte Carlo simülasyon deneyinde  $u_t$  ve  $\Delta x_t = \varepsilon_t$  parametreleri aşağıdaki şekilde üretilmiştir.

$$u_t = \omega z_1 + \sqrt{1 - \omega^2} z_2$$

$$\Delta x_t = \varepsilon_t = z_1$$

$$z_1, z_2 \sim \frac{rst - \mu}{\sigma}$$

rst skew-t dağılımı altında türetilmiş rastgele değerlerdir.  $z_1$  ve  $z_2$ 'nin sıfır ortalama ve birim standart sapmaya sahip olmalarının sağlanması için türetilen rastgele değerler standardize edilmiştir. Skew-t dağılımının ortalama  $\mu$  ve varyans  $\sigma^2$  değerlerini hesaplamak için Azzalini ve Capitanio'nun (2014) önerdiği formüller kullanılmıştır. Yazarlar Y rassal değişkeninin Skew-t dağılımına sahip olduğu varsayıldığında şu şekilde yazılacağını belirtmiştir;

$$Y \sim ST(\xi, \omega_{skew}^2, \alpha_{skew}, v)$$

$\xi$  konum parametresini,  $\omega_{skew}$  ölçek parametresini,  $\alpha_{skew}$  çarpıklık parametresini ve  $v$  serbestlik derecesini ifade etmektedir. Y değişkeninin sahip olduğu ortalama ve değişkenlik formülü aşağıdaki şekildedir.

$$\mu = \xi + \omega_{skew} b_v \delta, \quad \text{eğer } v > 1 \text{ ise}$$

$$\sigma^2 = \omega_{skew}^2 \left[ \frac{v}{v-2} - (b_v \delta)^2 \right], \quad \text{eğer } v > 2 \text{ ise}$$

$$b_v = \frac{\sqrt{v} \Gamma(\frac{1}{2}(v-1))}{\sqrt{\pi} \Gamma(\frac{1}{2}v)}, \quad \text{eğer } v > 1 \text{ ise}$$

$$\delta = \frac{\alpha_{skew}}{\sqrt{1 + \alpha_{skew}^2}}$$

Tablo 5'de Skew-t dağılım için basit veri üretimi yapılırken kullanılan parametrelerin varsayılan değerleri gösterilmiştir.

**Tablo 5.** Skew-t Dağılımı için Varsayım Tablosu

| Parametre Açıklaması  | Parametreler    | Değer     |
|-----------------------|-----------------|-----------|
| Serbestlik Derecesi   | $v$ ya da $df$  | 2,1,3,10  |
| Konum parametresi     | $\xi$           | 0         |
| Ölçek parametresi     | $\omega_{skew}$ | 1         |
| Çarpıklık parametresi | $\alpha_{skew}$ | -2,-1,1,2 |

Monte Carlo simülasyon deneyleri yapılırken yukarıda bahsedilen her bir dağılım için tahmin edicilerin sonlu örnek özellikleri ile aşağıdaki hipotezler için Wald İstatistik ve PSS Sınır testlerinin güçleri araştırılmıştır.

$$H_{LR}^S : \beta^+ = \beta^- \text{ (Uzun dönem simetri için boş hipotez)}$$

$$\Delta y_t = \alpha + \rho(y_{t-1} - \beta x_{t-1}) + \varphi^+ \Delta x_t^+ + \varphi^- \Delta x_t^- + u_t$$

$$H_{SR}^S : \varphi^+ = \varphi^- \text{ (Kısa dönem simetri için boş hipotez)}$$

$$\Delta y_t = \alpha + \rho(y_{t-1} - \beta^+ x_{t-1}^+ - \beta^- x_{t-1}^-) + \varphi^+ \Delta x_t^+ + \varphi^- \Delta x_t^- + u_t$$

$$H_{PSS} : \rho = \beta^+ = \beta^- = 0 \text{ (Asimetrik olmayan eşbütünleşme için boş hipotez)}$$

$$\Delta y_t = \alpha + \varphi^+ \Delta x_t^+ + \varphi^- \Delta x_t^- + u_t$$

Monte Carlo simülasyon deneyleri sürecinde basit veri üretim süreci R versiyon 4.1.3 (R Core Team, 2022) kullanılarak gerçekleştirilmiştir. Student-t dağılımı için üretilen rastgele değerleri (Becker ve diğerleri, 1988) ve (Johnson ve diğerleri, 1995) kaynaklarını referans alan fonksiyon kullanılarak türetilmiştir. Skew-t dağılım ise (Azzalini ve Capitanio, 2014) kitabı referans alınarak oluşturulan fonksiyon kullanılmıştır. Basit veri üretim sürecinin sonrasında Marco Sunder (n.d.) tarafından STATA için geliştirilen NARDL paketi kullanılmıştır. STATA’da elde edilen sonuçlar R’da analiz edilmiştir.

**Tablo 6.** Normal Dağılım için Monte Carlo Simülasyon Sonuçları: Wald ve PSS Testlerinin “Size” ve Gücü

| Normal Distribution |           |       |         |           |       |         |           |       |       |
|---------------------|-----------|-------|---------|-----------|-------|---------|-----------|-------|-------|
| T = 100             |           |       | T = 200 |           |       | T = 400 |           |       |       |
|                     | Test      | Power | Size    | Test      | Power | Size    | Test      | Power | Size  |
| $\omega = -0.5$     | $W_{LR}$  | 0.995 | 0.128   | $W_{LR}$  | 1.000 | 0.098   | $W_{LR}$  | 1.000 | 0.075 |
|                     | $W_{SR}$  | 0.196 | 0.054   | $W_{SR}$  | 0.363 | 0.050   | $W_{SR}$  | 0.661 | 0.053 |
|                     | $F_{PSS}$ | 0.604 | 0.079   | $F_{PSS}$ | 0.995 | 0.075   | $F_{PSS}$ | 1.000 | 0.070 |
| $\omega = 0$        | $W_{LR}$  | 0.989 | 0.132   | $W_{LR}$  | 1.000 | 0.098   | $W_{LR}$  | 1.000 | 0.072 |
|                     | $W_{SR}$  | 0.163 | 0.048   | $W_{SR}$  | 0.299 | 0.054   | $W_{SR}$  | 0.521 | 0.049 |
|                     | $F_{PSS}$ | 0.430 | 0.075   | $F_{PSS}$ | 0.959 | 0.067   | $F_{PSS}$ | 1.000 | 0.066 |
| $\omega = 0.5$      | $W_{LR}$  | 0.993 | 0.120   | $W_{LR}$  | 1.000 | 0.083   | $W_{LR}$  | 1.000 | 0.061 |
|                     | $W_{SR}$  | 0.196 | 0.050   | $W_{SR}$  | 0.375 | 0.048   | $W_{SR}$  | 0.655 | 0.042 |
|                     | $F_{PSS}$ | 0.585 | 0.076   | $F_{PSS}$ | 0.995 | 0.071   | $F_{PSS}$ | 1.000 | 0.075 |

### Monte Carlo Simülasyon Sonuçları

Bu bölümde Monte Carlo simülasyonu ile elde ettiğimiz sonuçlar gösterilmiştir. Tablo 6-7-8’deki  $W_{LR}$ ,  $W_{SR}$  ve  $F_{PSS}$  sırasıyla uzun dönemli Wald İstatistik Testi, kısa dönemli Wald İstatistik Testi ve Asimetrik Eş bütünleşme için PSS Sınır Testini ifade etmektedir. Normal, student-t ve skew-t dağılımları için sonlu örnek özellikleri ile denklem (18), (19) ve (20)’deki hipotezler için Wald İstatistik ve PSS Sınır testlerinin birinci tip hata olasılığı (“size”) ve güçlerine ilişkin sonuçlar gösterilmiştir. Tablo 3, 4 ve 5’te varsayılan değerler için yapılan deneylerin normal, student-t ve skew-t dağılımları  $a_{skew} = 2$  ve  $a_{skew} = -2$  için için bir kısım sonuçlar verilmiştir.<sup>1</sup> Tablo 6-7-8’deki değerler %5’lik anlamlılık değeri alınarak yapılan simülasyon deneylerinin sonuçlarını özetlemektedir. T = 100 için, uzun süreli Wald testi çok yüksek güce sahip iken kısa süreli Wald testi orta-düşük ve PSS testleri orta güce sahiptir, ancak bu güçlerin, örneklem sayısı (T) arttığında hızla iyileştiği görülmüştür. T = 400 olduğunda, tüm testler %100’e yakın güce ulaşmaktadır. Skew-t dağılımında  $a_{skew}$  her değerinde serbestlik derecesinin 10’a yaklaştığı zamanlarda değerlerin artması beklenirken düşük serbestlik dereceleri ile yüksek serbestlik dereceleri arasında çok büyük farklılıklar görülmemiştir. Her serbestlik derecesinde örneklem sayısı arttığında Wald ve PSS testlerinin güçlerinin arttığı gözlemlenmiştir. Normal dağılımda olduğu gibi student-t ve skew-t dağılımında da kısa süreli Wald testinin T değeri arttıkça iyileştiği görülmektedir. Son olarak fark edilen en önemli çıkarım Tablo 8’de  $\omega = -0.5$ ,  $a_{skew} = 2$  ve T=400 olduğunda kısa süreli Wald Testinin diğer durumlar ile kıyaslandığında oldukça düşük bir güce sahip olduğudur. Bunun anlamı NARDL modelinin yukarıda belirtilen dağılıma uyan bir değişken için kullanıldığında kısa dönemli asimetrik ilişkiyi doğru bir şekilde göstermeyebileceğidir.

<sup>1</sup> Simülasyon sonuçlarının tamamı için yazarlar ile iletişime geçiniz.

**Tablo 7.** Student-t Dağılım için Monte Carlo Simülasyon Sonuçları: Wald ve PSS Testlerinin “Size” ve Gücü

| Student-t Distribution |         |           |         |       |           |         |       |           |       |       |
|------------------------|---------|-----------|---------|-------|-----------|---------|-------|-----------|-------|-------|
| T = 100                |         |           | T = 200 |       |           | T = 400 |       |           |       |       |
|                        | Test    | Power     | Size    | Test  | Power     | Size    | Test  | Power     | Size  |       |
| $\omega = -0.5$        | df= 2.1 |           | 0.950   |       | 0.997     | 0.095   |       | 1.000     | 0.084 |       |
|                        | df= 3   | $W_{LR}$  | 0.980   | 0.117 | $W_{LR}$  | 1.000   | 0.100 | $W_{LR}$  | 1.000 | 0.073 |
|                        | df=10   |           | 0.991   | 0.133 |           | 1.000   | 0.110 |           | 1.000 | 0.075 |
|                        | df= 2.1 |           | 0.304   | 0.054 |           | 0.512   | 0.056 |           | 0.789 | 0.054 |
|                        | df= 3   | $W_{SR}$  | 0.261   | 0.061 | $W_{SR}$  | 0.496   | 0.043 | $W_{SR}$  | 0.794 | 0.052 |
|                        | df=10   |           | 0.198   | 0.049 |           | 0.410   | 0.060 |           | 0.695 | 0.060 |
|                        | df= 2.1 |           | 0.604   | 0.088 |           | 0.993   | 0.079 |           | 1.000 | 0.073 |
|                        | df= 3   | $F_{PSS}$ | 0.596   | 0.082 | $F_{PSS}$ | 0.989   | 0.065 | $F_{PSS}$ | 1.000 | 0.073 |
|                        | df=10   |           | 0.595   | 0.083 |           | 0.992   | 0.070 |           | 1.000 | 0.072 |
| $\omega = 0$           | df= 2.1 |           | 0.932   | 0.128 |           | 0.996   | 0.087 |           | 1.000 | 0.067 |
|                        | df= 3   | $W_{LR}$  | 0.976   | 0.132 | $W_{LR}$  | 0.999   | 0.096 | $W_{LR}$  | 1.000 | 0.077 |
|                        | df=10   |           | 0.990   | 0.134 |           | 1.000   | 0.104 |           | 1.000 | 0.066 |
|                        | df= 2.1 |           | 0.226   | 0.053 |           | 0.425   | 0.062 |           | 0.688 | 0.058 |
|                        | df= 3   | $W_{SR}$  | 0.208   | 0.058 | $W_{SR}$  | 0.389   | 0.047 | $W_{SR}$  | 0.682 | 0.049 |
|                        | df=10   |           | 0.171   | 0.053 |           | 0.316   | 0.051 |           | 0.573 | 0.054 |
|                        | df= 2.1 |           | 0.400   | 0.080 |           | 0.964   | 0.080 |           | 1.000 | 0.075 |
|                        | df= 3   | $F_{PSS}$ | 0.414   | 0.081 | $F_{PSS}$ | 0.963   | 0.073 | $F_{PSS}$ | 1.000 | 0.069 |
|                        | df=10   |           | 0.421   | 0.071 |           | 0.958   | 0.074 |           | 1.000 | 0.078 |
| $\omega = 0.5$         | df= 2.1 |           | 0.945   | 0.104 |           | 0.999   | 0.079 |           | 1.000 | 0.062 |
|                        | df= 3   | $W_{LR}$  | 0.978   | 0.110 | $W_{LR}$  | 1.000   | 0.087 | $W_{LR}$  | 1.000 | 0.073 |
|                        | df=10   |           | 0.990   | 0.121 |           | 1.000   | 0.086 |           | 1.000 | 0.061 |
|                        | df= 2.1 |           | 0.298   | 0.055 |           | 0.525   | 0.052 |           | 0.796 | 0.055 |
|                        | df= 3   | $W_{SR}$  | 0.259   | 0.056 | $W_{SR}$  | 0.485   | 0.051 | $W_{SR}$  | 0.790 | 0.053 |
|                        | df=10   |           | 0.209   | 0.052 |           | 0.403   | 0.050 |           | 0.689 | 0.051 |
|                        | df= 2.1 |           | 0.628   | 0.085 |           | 0.993   | 0.077 |           | 1.000 | 0.075 |
|                        | df= 3   | $F_{PSS}$ | 0.602   | 0.078 | $F_{PSS}$ | 0.992   | 0.073 | $F_{PSS}$ | 1.000 | 0.075 |
|                        | df=10   |           | 0.576   | 0.077 |           | 0.995   | 0.071 |           | 1.000 | 0.070 |

**Tablo 8.** *Skew-t Dağılımı için Monte Carlo Simülasyon Sonuçları: Wald ve PSS Testlerinin “Size” ve Gücü ( $a_{skew} = 2$ )*

| Skew-t Distribution             |         |           |         |       |           |         |       |           |       |       |
|---------------------------------|---------|-----------|---------|-------|-----------|---------|-------|-----------|-------|-------|
| T = 100                         |         |           | T = 200 |       |           | T = 400 |       |           |       |       |
|                                 | Test    | Power     | Size    | Test  | Power     | Size    | Test  | Power     | Size  |       |
| $\omega = -0.5$<br>$a_{skew}=2$ | df= 2.1 |           | 0.931   | 0.123 |           | 0.996   | 0.084 |           | 0.997 | 0.072 |
|                                 | df= 3   | $W_{LR}$  | 0.978   | 0.111 | $W_{LR}$  | 0.999   | 0.098 | $W_{LR}$  | 1.000 | 0.062 |
|                                 | df=10   |           | 0.988   | 0.119 |           | 1.000   | 0.093 |           | 1.000 | 0.084 |
|                                 | df= 2.1 |           | 0.192   | 0.054 |           | 0.338   | 0.045 |           | 0.380 | 0.045 |
|                                 | df= 3   | $W_{SR}$  | 0.214   | 0.056 | $W_{SR}$  | 0.374   | 0.060 | $W_{SR}$  | 0.622 | 0.053 |
|                                 | df=10   |           | 0.202   | 0.054 |           | 0.367   | 0.048 |           | 0.669 | 0.051 |
|                                 | df= 2.1 |           | 0.610   | 0.082 |           | 0.989   | 0.071 |           | 0.993 | 0.075 |
|                                 | df= 3   | $F_{PSS}$ | 0.602   | 0.081 | $F_{PSS}$ | 0.989   | 0.073 | $F_{PSS}$ | 1.000 | 0.070 |
|                                 | df=10   |           | 0.590   | 0.078 |           | 0.992   | 0.079 |           | 1.000 | 0.079 |
| $\omega = 0$<br>$a_{skew}=2$    | df= 2.1 |           | 0.924   | 0.125 |           | 0.993   | 0.093 |           | 0.999 | 0.087 |
|                                 | df= 3   | $W_{LR}$  | 0.954   | 0.128 | $W_{LR}$  | 1.000   | 0.094 | $W_{LR}$  | 1.000 | 0.075 |
|                                 | df=10   |           | 0.985   | 0.128 |           | 1.000   | 0.096 |           | 1.000 | 0.077 |
|                                 | df= 2.1 |           | 0.153   | 0.053 |           | 0.272   | 0.052 |           | 0.461 | 0.046 |
|                                 | df= 3   | $W_{SR}$  | 0.167   | 0.063 | $W_{SR}$  | 0.296   | 0.056 | $W_{SR}$  | 0.509 | 0.056 |
|                                 | df=10   |           | 0.160   | 0.049 |           | 0.295   | 0.042 |           | 0.546 | 0.054 |
|                                 | df= 2.1 |           | 0.414   | 0.071 |           | 0.962   | 0.063 |           | 1.000 | 0.070 |
|                                 | df= 3   | $F_{PSS}$ | 0.420   | 0.077 | $F_{PSS}$ | 0.961   | 0.079 | $F_{PSS}$ | 1.000 | 0.071 |
|                                 | df=10   |           | 0.423   | 0.083 |           | 0.953   | 0.082 |           | 1.000 | 0.067 |
| $\omega = 0.5$<br>$a_{skew}=2$  | df= 2.1 |           | 0.940   | 0.110 |           | 0.994   | 0.088 |           | 0.999 | 0.067 |
|                                 | df= 3   | $W_{LR}$  | 0.975   | 0.113 | $W_{LR}$  | 1.000   | 0.083 | $W_{LR}$  | 1.000 | 0.075 |
|                                 | df=10   |           | 0.976   | 0.126 |           | 1.000   | 0.087 |           | 1.000 | 0.064 |
|                                 | df= 2.1 |           | 0.182   | 0.059 |           | 0.336   | 0.055 |           | 0.553 | 0.049 |
|                                 | df= 3   | $W_{SR}$  | 0.200   | 0.051 | $W_{SR}$  | 0.372   | 0.051 | $W_{SR}$  | 0.617 | 0.051 |
|                                 | df=10   |           | 0.201   | 0.054 |           | 0.373   | 0.055 |           | 0.620 | 0.049 |
|                                 | df= 2.1 |           | 0.620   | 0.076 |           | 0.991   | 0.069 |           | 1.000 | 0.077 |
|                                 | df= 3   | $F_{PSS}$ | 0.616   | 0.082 | $F_{PSS}$ | 0.993   | 0.073 | $F_{PSS}$ | 1.000 | 0.075 |
|                                 | df=10   |           | 0.618   | 0.075 |           | 0.992   | 0.073 |           | 1.000 | 0.066 |



## Sonuç

Bu çalışmada normal olmayan dağılımlardan student-t ve skew-t dağılımları altında yapılan simülasyonlar sonucu, Shin ve diğerleri (2014) tarafından geliştirilen NARDL modelinin kripto paralar gibi normal dağılıma sahip olmayan dağılımlara sahip zaman serileri için kullanıldığında elde edilen istatistiksel çıkarımların çoğunlukla güvenilir olduğu gösterilmiştir. Dolayısıyla, NARDL modeli kullanılarak kripto para birimlerinin ekonomi ve finans üzerindeki etkileri hakkında yapılan çalışmaların çoğunlukla doğru ve güvenilir olduğu sonucuna varılmıştır. Tersine bir bulguya sadece skew-t dağılımı çok yüksek basıklık ve pozitif yüksek çarpıklığa sahip olduğunda ulaşılmıştır. Bu durumlarda kısa dönemli asimetrik ilişkiyi gösteren test oldukça düşük güce sahip olmaktadır. Shanaev ve Ghimire (2021)'de ifade edildiği üzere bir kısım kripto paraların pozitif skew-t dağılıma sahip olduğu bilinmekte olup altın, gümüş, hisse fiyatları ve diğer değişkenler ile ilişkileri incelenirken NARDL kullanılması durumunda kısa dönemli asimetrik ilişkilerin dikkatle incelenmesi gerektiği ortaya çıkmıştır.

Gelecek çalışmalarda farklı normal olmayan dağılımlara (student-t ve skew-t haricindeki) sahip değişkenler için NARDL modelinin güvenilirliği incelenebilir. Ayrıca NARDL modeli için kullanılan açık kodlu yazılım ve programların güvenilirliklerinin incelenmesi de gelecek çalışmalar için önemli bir araştırma konusudur.

---

**Hakem Değerlendirmesi:** Dış bağımsız.

**Çıkar Çatışması:** Yazarlar çıkar çatışması beyan etmemişlerdir.

**Finansal Destek:** Yazarlar finansal destek beyan etmemişlerdir.

**Yazar Katkısı:** : Çalışma Konsepti/Tasarımı: A.A., K.D.D.; Veri Toplama: A.A.; Veri Analizi /Yorumlama: A.A., K.D.D.; Yazı Taslağı: A.A., K.D.D.; İçeriğin Eleştirel İncelemesi: A.A., K.D.D.; Son Onay ve Sorumluluk: A.A., K.D.D.

**Peer Review:** Externally peer-reviewed

**Conflict of Interest:** The authors have no conflict of interest to declare.

**Grant Support:** The authors declared that this study has received no financial support.

**Author Contributions:** Conception/Design of study: A.A., K.D.D.; Data Acquisition: A.A.; Data Analysis/Interpretation: A.A., K.D.D.; Drafting Manuscript: A.A., K.D.D.; Critical Revision of Manuscript: A.A., K.D.D.; Final Approval and Accountability: A.A., K.D.D.

---

## ORCID:

Abdülşamet Aça 0000-0001-8956-5064  
Kemal Dinçer Dinceç 0000-0002-5216-4651

## KAYNAKLAR / REFERENCES

- Azzalini, A., & Capitanio, A. (2014). *The Skew-Normal and Related Families (First)*. Cambridge University Press.
- Baur, D. G., Hong, K. H., & Lee, A. D. (2018). Bitcoin: Medium of exchange or speculative assets? *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money*, 54, 177–189. <https://doi.org/10.1016/j.intfin.2017.12.004>
- Becker, R. A., Chambers, J. M., & Wilks, A. R. (1988). *The New S Language*. Wadsworth & Brooks/Cole.
- Bouri, E., Gupta, R., Lahiani, A., & Shahbaz, M. (2018). Testing for asymmetric nonlinear short- and long-run relationships between bitcoin, aggregate commodity and gold prices. *Resources Policy*, 57, 224–235. <https://doi.org/10.1016/j.resourpol.2018.03.008>
- Canoz, I., & Dirican, C. (2017). The Cointegration Relationship Between Bitcoin Prices and Major World Stock Indices: An Analysis with ARDL Model Approach. *Press academia*, 4(4), 377–392. <https://doi.org/10.17261/pressacademia.2017.748>
- Çaşkurlu, E., & Arslan, C. B. (2021). Blockchain Technology, Cryptocurrency and Financial Dependence: An Analysis on Turkey. *Iğdır Üniversitesi Sosyal Bilimler Dergisi*, 28, 97–124.
- Ciaian, P., Rajcaniova, M., & Kancs, d'Artis. (2018). Virtual relationships: Short- and long-run evidence from BitCoin and altcoin markets. *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money*, 52, 173–195. <https://doi.org/10.1016/j.intfin.2017.11.001>
- Coinmarketcap. (2022, August 29). <https://coinmarketcap.com/tr/currencies/bitcoin/>
- Contuk, F. Y. (2021). Covid-19 Sürecinde Altın ve Petrol Fiyatlarının Bitcoin Üzerindeki Asimetrik Etkisi. *Ankara Hacı Bayram Veli Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*, 23(3), 911–926.
- Corbet, S., Lucey, B., Urquhart, A., & Yarovaya, L. (2019). Cryptocurrencies as a financial asset: A systematic analysis. *International Review of Financial Analysis*, 62, 182–199.
- De la O González, M., Jareño, F., & Skinner, F. S. (2020). Nonlinear autoregressive distributed lag approach: An application on the connectedness between bitcoin returns and the other ten most relevant cryptocurrency returns. *Mathematics*, 8(5).

- Demir, E., Simonyan, S., García-Gómez, C. D., & Lau, C. K. M. (2020). The asymmetric effect of bitcoin on altcoins: evidence from the nonlinear autoregressive distributed lag (NARDL) model. *Finance Research Letters*. <https://doi.org/10.1016/j.frl.2020.101754>
- Dyhrberg, A. H. (2016). Bitcoin, gold and the dollar - A GARCH volatility analysis. *Finance Research Letters*, 16, 85–92. <https://doi.org/10.1016/j.frl.2015.10.008>
- Gaies, B., Nakhli, M. S., Sahut, J. M., & Guesmi, K. (2021). Is Bitcoin rooted in confidence? – Unraveling the determinants of globalized digital currencies. *Technological Forecasting and Social Change*, 172. <https://doi.org/10.1016/j.techfore.2021.121038>
- Ghorbel, A., Frikha, W., & Manzli, Y. S. (2022). Testing for asymmetric non-linear short- and long-run relationships between crypto-currencies and stock markets. *Eurasian Economic Review*. <https://doi.org/10.1007/s40822-022-00206-8>
- Jareño, F., de la O González, M., & Belmonte, P. (2022). Asymmetric interdependencies between cryptocurrency and commodity markets: the COVID-19 pandemic impact. *Quantitative Finance and Economics*, 6(1), 83–112. <https://doi.org/10.3934/qfe.2022004>
- Jareño, F., González, M. de la O., López, R., & Ramos, A. R. (2021). Cryptocurrencies and oil price shocks: A NARDL analysis in the COVID-19 pandemic. *Resources Policy*, 74. <https://doi.org/10.1016/j.resourpol.2021.102281>
- Jareño, F., González, M. de la O., Tolentino, M., & Sierra, K. (2020). Bitcoin and gold price returns: A quantile regression and NARDL analysis. *Resources Policy*, 67.
- Jeribi, A., Jena, S. K., & Lahiani, A. (2021). Are cryptocurrencies a backstop for the stock market in a covid-19-led financial crisis? Evidence from the nardl approach. *International Journal of Financial Studies*, 9(3). <https://doi.org/10.3390/ijfs9030033>
- Johnson, N. L., Kotz, S., & Balakrishnan, N. (1995). Continuous Univariate Distributions. In *Continuous Univariate Distributions (Vol. 2)*. Wiley.
- Leirvik, T. (2022). Cryptocurrency returns and the volatility of liquidity. *Finance Research Letters*, 44. <https://doi.org/10.1016/j.frl.2021.102031>
- Li, X., & Wang, C. A. (2017). The technology and economic determinants of cryptocurrency exchange rates: The case of Bitcoin. *Decision Support Systems*, 95, 49–60.
- Lin, M. Y., & An, C. L. (2021). The relationship between Bitcoin and resource commodity futures: Evidence from NARDL approach. *Resources Policy*, 74.
- Lin, M. Y., & An, C. L. (2021). The relationship between Bitcoin and resource commodity futures: Evidence from NARDL approach. *Resources Policy*, 74.
- Moussa, W., Mgadmi, N., Béjaoui, A., & Regaieg, R. (2021). Exploring the dynamic relationship between Bitcoin and commodities: New insights through STECM model. *Resources Policy*, 74. <https://doi.org/10.1016/j.resourpol.2021.102416>
- Nakamoto, S. (2008). Bitcoin: A Peer-to-Peer Electronic Cash System. [www.bitcoin.org](http://www.bitcoin.org)
- Pesaran, M. H., Shin, Y., & Smith, R. J. (2001). Bounds testing approaches to the analysis of level relationships. *Journal of Applied Econometrics*, 16(3), 289–326.
- R Core Team (2022). R: A language and environment for statistical computing. R Foundation for Statistical Computing, Vienna, Austria. URL <https://www.R-project.org/>.
- Shanaev, S., & Ghimire, B. (2021). A fitting return to fitting returns: Cryptocurrency distributions revisited. <https://ssrn.com/abstract=3847351>
- Shin, Y., Yu, B., & Greenwood-Nimmo, M. (2014). Modelling Asymmetric Cointegration and Dynamic Multipliers in a Nonlinear ARDL Framework. In R. C. Sickles & W. C. Horrace (Eds.), *Festschrift in Honor of Peter Schmidt; Econometric Methods and Applications*. (pp. 281–314). Springer.
- Sunder, M. (n.d.). STATA NARDL Package.
- Sayed, A. A., Ahmed, F., Kamal, M. A., Ullah, A., & Ramos-Requena, J. P. (2022). Is There an Asymmetric Relationship between Economic Policy Uncertainty, Cryptocurrencies, and Global Green Bonds? Evidence from the United States of America. *Mathematics*, 10(5). <https://doi.org/10.3390/math10050720>

### Atıf Biçimi / How cite this article

Aça, A. & Dengeç, K. D. (2023). NARDL yönteminin kripto para birimlerine yönelik bir Monte Carlo simülasyon analizi. *EKOIST Journal of Econometrics and Statistics*, 39, 37–48.. <https://doi.org/10.26650/ekoist.2023.39.1334288>

# Key Macroeconomic Variables under Exchange Rate Volatility: Time-Varying Causality in the Presence of Structural Breaks and Nonlinearity

Oğuz Tümtürk<sup>1</sup> 

<sup>1</sup> (Doç Dr.), Ordu University Faculty of Economics and Administrative Sciences, Department of Economics, Ordu, Türkiye

## ABSTRACT

*This paper explores the causal relationship running from exchange rate volatility to three macroeconomic variables in the case of Turkey. To that end, we first apply the classical Granger causality test introduced by Toda and Yamamoto (1995). We also use the time-varying Granger causality test developed by Shi, Hurn, and Phillips (2020) within the lag-augmented VAR model in the presence of empirically documented structural breaks and nonlinearities. A clear pattern that can be drawn from the causality results is that the causal channel from volatility to inflation is more sustained than causality from volatility to real GDP irrespective of size of the windows and selected recursive estimation algorithms. Besides, the causal channel from volatility to inflation coincides with time periods in which Turkey exhibits political and economic policy changes and suffers from increasing economic uncertainties during financial crises. The CBRT must strictly adhere to the CBRT Law and maintain its independence in order to ensure price stability as the unconventional monetary policy dictated to the bank by the government is itself the source of inflation. Finally, exchange rate volatility does not have predictive power for interest rates over the entire sample since the CBRT uses its foreign exchange reserves to offset the adverse effects of unexpected exchange rate shocks.*

**Keywords:** Volatility, causality, structural break, nonlinearity

## Introduction

Since the failure of Bretton Woods in 1973, IMF members are free to choose any form of exchange rate system. From this time, a large group of countries adopted different forms of flexible exchange rate arrangements. However, the liberalization of capital flows and excessively increased cross-border financial transactions have generated high degree of volatility and uncertainty on exchange rate movements. As a result, the vast empirical exchange rate literature has been focused on exploring the relationships between exchange rates volatility and various macroeconomic variables.

The empirical exchange rate literature present numerous macroeconomic variables to explain the determinants of the exchange rate volatilities (e.g. terms of trade (Hausmann, Panizza and Rigobon, 2006; De Gregorio and Wolf, 1994), output changes (Ghosh et al., 1997; Alexius, 2005), interest rates (Mueller et al. 2017), external debt (Devereux and Lane; 2003), trade and financial openness (Obstfeld and Rogoff, 1995; Hau, 2002; Sutherland, 1996; Calderon and Kubata, 2018) and foreign reserves (Hviding et al., 2004), etc.) However, exchange rate volatility itself can be predictive of macroeconomic variables such as output and prices. Many authors have found evidence that large swings in exchange rates produce negative impacts on international trade (Peree and Steinherr, 1989; Arize et al., 2008; Lin et al., 2018; Baak et al., 2007), investments (Aghion et al., 2009; Furceri and Borelli, 2008), balance sheets of banks and enterprises (Eichengreen and Hausmann 1999), and economic growth (Aghion et al., 2009; Schnabl, 2008; Demir, 2008; De Grauwe and Schnabl, 2005). Even though the empirical literature mostly reports that exchange rate volatility can be counterproductive for output growth due to the increasing uncertainties, some authors have concluded that exchange rates simply do not matter for growth (Baxter and Stockman, 1989; Levy-Yeyati and Sturzenegger, 2003; Gadanez and Mehrotra, 2013).

The impacts of exchange rate movements on domestic prices are measured by the pass-through effect. Empirical evidence

**Corresponding Author:** Oğuz Tümtürk **E-mail:** oguz.tumturk@gmail.com

**Submitted:** 06.06.2023 • **Revision Requested:** 23.07.2023 • **Last Revision Received:** 08.09.2023 • **Accepted:** 08.09.2023



This article is licensed under a Creative Commons Attribution-NonCommercial 4.0 International License (CC BY-NC 4.0)

shows that a depreciation of local currency passes through to consumer prices and raises inflation (Feenstra, 1989; Hahn, 2003; McCarthy, 2007; Campa and Goldberg, 2005; Edwards, 2006). There is extensive literature on exchange rate pass-through; however, the literature exploring the effects of volatility on domestic prices remains very limited (Osabuohien et al., 2018; Adeniji, 2018; Albuquerque and Portugal, 2005). The results largely suggested that exchange rate volatilities raise prices. When future prices are hard to estimate because of the uncertainties generated by a high degree of exchange rate volatility, firms may change their prices by precautionary motive.

In the context of time series econometrics, the relationship between exchange rates and different macroeconomic variables is mostly identified by vector autoregressive (VAR) models (Kim and Roubini, 2000; Bjornland, 2009; Peersman and Smet, 2001; Kim and Lim, 2018; Grilli and Roubini, 1996, Barnett et al., 2016). VAR models estimate the impulse responses of the relevant macroeconomic variables to a one standard deviation shock in exchange rates. However, the impulse responses are generated based on widely accepted and justified recursive or nonrecursive theoretical restrictions. If such restrictions do not exist, the concept of causality developed by Granger (1969, 1988) emerges as an important statistical method in applied macroeconomics. Classical Granger causality tests assume VAR coefficients are constant with respect to time whereas encountered structural breaks may easily change the parameters and require time-varying causality analysis.

This paper investigates the causal relationship running from exchange rate volatility to three macroeconomic factors: real GDP, inflation and interest rates in the case of a developing open market economy, Turkey. To that end, we first measure the volatility of the exchange rate by the conditional variance obtained from Nelson's (1991) exponential generalized autoregressive conditional heteroscedasticity (EGARCH) model. Then, a constant parameter Granger causality test within the framework of a Lag-Augmented VAR (LAVAR) model is conducted. Since the constant parameter LAVAR model exhibits structural breaks and nonlinearities, we also follow Shi, Hurn, and Phillips (2020) and use the time-varying Granger causality analysis. To follow the time variation of Granger causality, two different recursive estimation methods are employed: the forward expanding window and the rolling window.

One major difficulty may arise when interpreting the results in time-varying causality analysis. If the statistically identified causal periods appear and disappear again over short periods of time and do not pursue any clear pattern, then it is not an easy task to assign theoretically justified causal channels to these causal periods. This paper detects several causal episodes in the Turkish economy and explains in detail how the relevant causal channels emerged based on the theoretical and empirical explanations in the exchange rate literature. To the best of our knowledge, this is the first study to analyze time-varying causality running from exchange rate volatility to the three main macroeconomic variables. Our findings showed that the classical Granger causality framework produces incorrect statistical and economic inferences due to the statistically documented nonlinearities and parameter instabilities in Turkish data. Second, exchange rate volatility has more predictive power for inflation than real GDP whereas it has never preceded interest rates. When the minimum window size is shortened, our results provided relatively strong support for the argument that exchange rate volatility is predictive of real GDP. Finally, detected causal episodes between volatility and inflation coincide with time periods in which political and economic policy changes occur and economic uncertainty increases.

The rest of the paper is organized as follows. Section 2 gives details about the classical and time-varying Granger causal framework with recursive estimation algorithms while Section 3 includes the data and introduces the EGARCH modelling of exchange rate volatility. Structural break, nonlinearity tests and estimation results are presented in Section 4. Finally, conclusions are drawn in Section 5.

## Methodology

### Classical (Constant Parameter) Granger Causality and Toda-Yamamoto Approach

Granger causality simply states that a variable  $X_t$  is Granger-cause a variable  $Y_t$  if past values of  $X_t$  are useful for predicting current value of  $Y_t$ , conditional on past values of  $Y_t$ . Consider the bivariate  $p$ -order linear vector autoregressive (VAR( $p$ )) model with stationary  $X_t$  and  $Y_t$  variables given by

$$X_t = b_1 + \sum_{i=1}^p \alpha_{1,i} Y_{t-i} + \sum_{i=1}^p \beta_{1,i} X_{t-i} + u_{x,t} \quad (1)$$

$$Y_t = b_2 + \sum_{i=1}^p \alpha_{2,i} Y_{t-i} + \sum_{i=1}^p \beta_{2,i} X_{t-i} + u_{y,t} \quad (2)$$

Where  $b_1$  and  $b_2$  are constants. To put it simply, suppose we investigate whether  $X_t$  is Granger-cause  $Y_t$ . Null hypothesis  $H_0: \beta_{2,1} = \beta_{2,2} = \dots = \beta_{2,p} = 0$  in Granger causality test states that  $X_t$  is not Granger- cause of  $Y_t$  while alternative hypothesis  $H_a$ : not

$H_0$  refers at least one of the  $\beta_{2,i}$ 's are not equal to zero. If any lagged coefficients on  $X_t$  are statistically significant then  $X_t$  is said to Granger-cause of  $Y_t$ . The linear restrictions on the null hypothesis are tested by the usual Wald test. However, if some of the data in the VAR model are non-stationary, then Wald test statistics depart from its usual asymptotic chi-square distribution under the null hypothesis. To account for the possibility of integrated variables, Toda and Yamamoto (1995) and Dolado and Lütkepohl (1996) suggest a Lag-Augmented VAR (LAVAR) model. The LAVAR approach in levels for any two variables  $X_t$  and  $Y_t$  are described as follows:

$$X_t = b_1 + \sum_{i=1}^p \alpha_{1,i} Y_{t-i} + \sum_{i=1}^p \beta_{1,i} X_{t-i} + \sum_{j=p+1}^{p+m} \lambda_{1,j} X_{t-j} + \sum_{j=p+1}^{p+m} \theta_{1,j} Y_{t-j} + u_{x,t} \quad (3)$$

$$Y_t = b_2 + \sum_{i=1}^p \alpha_{2,i} Y_{t-i} + \sum_{i=1}^p \beta_{2,i} X_{t-i} + \sum_{j=p+1}^{p+m} \lambda_{2,j} X_{t-j} + \sum_{j=p+1}^{p+m} \theta_{2,j} Y_{t-j} + u_{y,t} \quad (4)$$

where  $m$  is the maximum order of integration of the variables. Additional  $m$  lags of each variable are included in each equation in the VAR( $p$ ) model and the resulting VAR( $p+m$ ) model is estimated in levels no matter what the integration level of the variables. When the Wald test is performed, the linear restrictions are imposed on the coefficients of  $p$  lags and additional  $m$  lags are not considered to be part of linear zero restrictions. With the small correction in the test statistics, the Wald test statistic again follows an asymptotic chi-square distribution with  $p$  degrees of freedom under the null.

### Time-Varying Granger Causality and Recursive Estimation Process

The classical Granger causality test follows the assumption that the VAR coefficients remain constant with respect to time. However, structural breaks due to economic and governmental policy changes or financial and political turmoils may easily change the parameters and require time-varying coefficients. Besides, the relationships between the variables may be well characterized by nonlinearities. For this purpose, we also follow time-varying Granger causality analysis and allow the VAR parameters to change in time in the presence of structural breaks and nonlinearities. Fortunately, structural breaks and nonlinear dependencies in relationships between variables can be detected based on statistical tests.

The time-varying Granger causality stands out for the cases where Granger causality between variables may be detected at one period of time, but may be sensitive with respect to different selections of subperiods. Shi, Hurn, and Phillips (2020) extended to the concept of Granger causality within the LAVAR framework and detected changes in causal relationships over time based on recursive estimation methods. We also follow Shi, Hurn, and Phillips and identify the time variation of Granger causality with following two recursive estimation methods:

**i) The Forward Expanding Window (FEW):** The first Wald test statistic is calculated based on the selected minimum window size,  $w$ . Then, each window is expanded sequentially by one observation. That is, the second window contains  $m+1$  observations whereas the third one contains  $m+2$  observations, and so on. The Wald test statistics are calculated from each expanding window until the last sample point is included by the entire sample. In the FEW algorithm, the lower bound of each expanded window is the first data point.

**ii) The Rolling Window (ROW):** The first Wald test statistic is again computed based on the selected minimum window size. Then, the second rolling window contains observations for the first data point through  $m+1$ , the third rolling window contains observations for the second data point through  $m+2$ , and so on. The rolling process continues until the last data point is included by the last rolling window. Note that the Wald test statistics are sequentially calculated from a sample of the same size. The ROW algorithm refreshes the information in each window by adding the newest observation and removing the oldest one. With this set-up, the ROW procedure gives more weight to current information than the FEW procedure.

### Data

This paper investigates the causality relationship running from exchange rate volatility to the three macroeconomic variables, real GDP, inflation and interest rates. For the purpose of our empirical analysis, a four-variable VAR specification is selected for monthly Turkish data over the flexible exchange rate period of 2002:M1-2022:M2. Real GDP is proxied by the industrial production index and expressed in logarithms (PROD). The inflation variable is obtained by the log-differenced consumer price index and denoted by INF. The interest rate (IR) reflects the monetary policy stance of the Central Bank of the Republic of Turkey (CBRT) and is expressed in percentage terms. The nominal effective exchange rate (NEER) is calculated as geometric weighted

averages of bilateral exchange rates and expressed in logarithms. An increase in the exchange rate indicates an appreciation of the Turkish Lira against a broad basket of currencies. Finally, exchange rate volatility is denoted by VOL.<sup>1</sup>

### Measuring Exchange Rate Volatility

**Table 1.** Descriptive Summary Statistics on Exchange Rate Return Series

|  |            |        |
|--|------------|--------|
| <b>Skewness</b>  |            | -1.792 |
| <b>Kurtosis</b>  |            | 10.736 |
| <b>Shapiro-Wilk W Test Statistics<sup>a</sup></b><br>(p-value > z)       |            | 0.000  |
| <b>ARCH-LM (k) Test Statistics<sup>b</sup></b><br>(p-value > chi-square) | <b>k=1</b> | 0.000  |
|  | <b>k=3</b> | 0.003  |
|  | <b>k=6</b> | 0.048  |

**Notes:** <sup>a</sup> The null of Shapiro-Wilk's (1965) W Test states that the return series is normally distributed.

<sup>b</sup> The null of Engle's (1982) ARCH-LM test states that the disturbances of return series do not have an ARCH effect up to order k.

Descriptive summary statistics on the log-differenced exchange rate data are presented in Table 1. First, the return series exhibits the usual features of GARCH-type models such as negative skewness and excess kurtosis. The negatively skewed returns suggest that more probability mass is concentrated on the right tail of the distribution. Since the estimated kurtosis is greater than three, the return series is said to be “leptokurtic. Leptokurtic distributions produce more outliers in their tails relative to a Gaussian normal. As stated by Westerfield (1977) and Hsieh (1989), leptokurtic returns tend to have “volatility clustering”. More importantly, volatility clustering property in financial time series mostly produces conditionally heteroscedastic disturbances. In order to investigate whether the return series exhibits autoregressive conditional heteroskedasticity (ARCH effect) or not, a constant-only model is fitted by OLS and an ARCH-LM test is performed. The test results statistically confirm the existence of the ARCH(k) effect in the disturbances of return series at 5% significance level. Finally, volatility will be more accurately estimated by a heavy tail distribution such as Student's t, Generalized Error Distribution (GED), Laplace etc. because Shapiro-Wilk W test (1965) reports departure from Gaussian normal. Consequently, all these preliminary findings strongly suggest that exchange rate returns are well predictable by GARCH-type models with heavy tail distributions.

### EGARCH Modelling of Exchange Rate Volatility

In the empirical literature, GARCH models proposed by Bollerslev (1986) are heavily used when measuring exchange rate volatility. GARCH models estimate current volatility as a function of past volatility and more importantly propose “volatility symmetry” assumption. This assumption simply states that positive and negative unanticipated shocks in foreign exchange markets produce equal impacts on current volatility. However, as stated by Black (1976) and Nelson (1991), large unanticipated negative shocks are more likely to generate higher volatility than large positive shocks of the same size (negative leverage). Hence, this paper employs Nelson's (1991) exponential GARCH model to capture the asymmetry feature of exchange rate volatility. EGARCH(1,1) model with conditional mean (5) and variance equation (6) is shown below:<sup>2</sup>

$$\Delta NEER_t = \alpha + \varepsilon_t \quad (5)$$

$$\log(\sigma_t^2) = \delta_0 + \delta_1 z_{t-1} + \delta_2 \ln(\delta_{t-1}^2) + \delta_3 \left( |z_{t-1}| - \sqrt{\frac{2}{\pi}} \right) \quad (6)$$

$$\varepsilon_t = z_t \sigma_t \sim GED(0, \sigma_t^2, \tau) \text{ where } z_t \sim iidN(0, 1) \quad (7)$$

Where  $\varepsilon_t$  is the disturbance term or shocks and follows a GED distribution with a shape parameter  $\tau$ . The disturbances are not

<sup>1</sup> For more detailed data definitions and data sources, see Appendix/Table A1.

<sup>2</sup> There are mainly two reasons that this study employs the EGARCH(1,1) specification. First, Akaike and Schwarz information criteria both selected one lag. Second, GARCH models with (1,1) specification is mostly used when measuring exchange rate volatility in related literature (see Bollerslev, 1986; Dominguez, 1998; Hsieh, 1989; Narayan, Narayan and Prasad, 2008; Wang and Barrett, 2007; Hall et al., 2010; Ghosh, 2011; Demir, 2013 etc.)

assumed to follow the Gaussian normal since the returns are leptokurtic as shown in Table 1. If the estimated shape parameter is less than two, then using the heavy tail GED distribution over a Gaussian normal is statistically validated.  $\sigma_t^2$  is called the time-dependent conditional variance of the disturbances and expresses the volatility of the monthly exchange rate data.  $z_t$  is standardized disturbances or shocks and follows the standard normal. Since standardized shocks are either positive or negative,  $\delta_1$  measures volatility asymmetry. If the asymmetry term is negative then negative unanticipated shocks in the foreign exchange market generate higher volatility than positive shocks of the same size.  $\delta_2$  represents the ‘‘GARCH effect’’ and predicts the impact of the conditional past volatility on current volatility. Finally,  $\delta_3$  denotes the size impact of a shock on the current volatility.

**Table 2.** Estimation Results of Exchange Rate Volatility

| <b>EGARCH (1,1)</b>  |     |           |
|--|-----|-----------|
| <b>Mean Equation</b>   |     |           |
| $\alpha$   |     | -.0028*** |
| <b>Variance Equation</b>                                       |     |           |
| $\delta_0$   |     | -4.2240** |
| $\delta_1$   |     | -.3657*   |
| $\delta_2$   |     | .3851**   |
| $\delta_3$   |     | .4960 **  |
| <b>Diagnostics</b>   |     |           |
| ARCH-LM (k)Test<br>(p-value > chi-square)                      | k=1 | 0.2291    |
|  | k=3 | 0.6716    |
|  | k=6 | 0.8994    |
| Box Pierce $Q_z$ Test <sup>a</sup><br>(p-value > chi-square)   |     | 0.2210    |
| Box Pierce $Q_z^2$ Test <sup>a</sup><br>(p-value > chi-square) |     | 0.9395    |
| Shapiro-Wilk W Test<br>(p-value > z)                           |     | 0.1522    |
| $\tau$   |     | 1.1249    |

Notes: \*\*\*, Significance at 10%; \*\*, significance at 5%; \*, significance at 1%.

(a) The null of Box-Pierce test states ‘‘no autocorrelation’’.

Table 2 presents estimation results of the EGARCH model. Negative and highly significant  $\delta_1$  confirms the presence of negative leverage effect and hence volatility asymmetry in the data. An estimated shape parameter of less than two statistically confirms the use of heavy tail GED distribution. Positive and significant GARCH parameter  $\delta_2$  suggests the persistence of past conditional volatility on current volatility. Finally, the size effect  $\delta_3$  is statistically significant.

The bottom of Table 2 also documents some post-estimation diagnostics. Since  $z_t$  is independent and identically (iid) normally distributed based on the distributional assumptions in the EGARCH model, the Shapiro-Wilk W test (1965) for normality is performed for the standardized disturbances. The test results confirm that  $z_t$  is normally distributed.  $Q_z$  and  $Q_z^2$  represent the Box-Pierce Q-statistic to test white noise for standardized disturbances and the squared standardized disturbances, respectively. The test results cannot reject the null of ‘‘no autocorrelation’’. Additionally, the ARCH-LM test reports that standardized disturbances are free from the ARCH(k) effect. Overall, the EGARCH (1.1) process provides a good fit for Turkish exchange rate data.

### Unit Root Tests

Before implementing the classical Granger causality tests, the order of integration of the variables will be empirically determined. For this purpose, two unit root tests are implemented: the Augmented Dickey-Fuller (ADF) (1979) unit root tests without structural breaks as formal assessments of stationarity and Zivot-Andrews (1992) unit root tests based on the principle of endogenous determination of a single structural break. Test results are presented at Tables 3 and 4.<sup>3</sup> All test results reveal that the maximum order of integration of the series is one ( $m=1$ ). Since not all the series in the VAR model are stationary, the LAVAR model framework will be conducted to account for the existence of integrated variables based on Toda and Yamamoto (1995) and Dolado and Lütkepohl (1996).

<sup>3</sup> Two additional unit root tests are also conducted: Phillips-Perron (PP) (1988) unit root tests and Clemente, Montanes, Reyes (1998) unit root tests with two endogenous breaks. Both test results showed that the maximum order of integration level of the series remained same. The results are available upon request.

**Table 3.** Augmented Dickey Fuller Unit Root Test Results

|      |                    | ADF TEST<br>(5% Critical Values) |                  | Test Result |
|------|--------------------|----------------------------------|------------------|-------------|
|      |                    | Level                            | $\Delta$         |             |
| PROD | Constant and Trend | -2.900(-3.432)                   | -8.821 (-3.432)  | I(1)        |
|      | Constant           | -0.774(-2.881)                   | -8.838 (-2.881)  | I(1)        |
|      | none               | -3.135(-1.950)                   | ---              | I(0)        |
| INF  | Constant and Trend | -3.115(-3.431)                   | -12.131(-3.432)  | I(1)        |
|      | Constant           | -2.765 (-2.881)                  | -11.944(-2.881)  | I(1)        |
|      | none               | -1.403(-1.950)                   | -11.924(-1.950)  | I(1)        |
| VOL  | Constant and Trend | -14.685(-3.431)                  | --               | I(0)        |
|      | Constant           | -14.608(-2.880)                  | --               | I(0)        |
|      | none               | -13.471(-1.950)                  | --               | I(0)        |
| IR   | Constant and Trend | -2.433(-3.431)                   | -11.646 (-3.431) | I(1)        |
|      | Constant           | -3.919 (-2.881)                  | --               | I(0)        |
|      | none               | -4.110(-1.950)                   | --               | I(0)        |

**Notes:** The null hypothesis of ADF test states the existence of unit root. The optimum lag level is selected based on the following three criteria: Akaike information criterion (AIC), Schwarz information criterion (SIC), and Hannan-Quinn information criterion (HQIC). The lags most often suggested by the above criteria were selected as optimal lag levels. The optimum lag level is four for PROD, three for INF, zero for VOL and one for IR.

**Table 4.** Zivot-Andrews Unit Root Test Results

|      | Break               | Level                                      | $\Delta$                                   | Test Result |
|------|---------------------|--|--|-------------|
|      |                     | Minimum T-Statistic<br>(5% Critical Value) | Minimum T-Statistic<br>(5% Critical Value) |             |
| PROD | Trend               | -3.269(-4.42)                              | -11.630(-4.42)                             | I(1)        |
|      | Intercept           | -3.433(-4.80)                              | -11.646(-4.80)                             | I(1)        |
|      | Intercept and Trend | -3.847(-5.08)                              | -11.826 (-5.08)                            | I(1)        |
| INF  | Trend               | -5.809(-4.42)                              | --   | I(0)        |
|      | Intercept           | -4.252(-4.80)                              | -12.318(-4.80)                             | I(1)        |
|      | Intercept and Trend | -6.211(-5.08)                              | ---  | I(0)        |
| VOL  | Trend               | -14.776(-4.42)                             | --   | I(0)        |
|      | Intercept           | -15.020(-4.80)                             | --   | I(0)        |
|      | Intercept and Trend | -15.564(-5.08)                             | --   | I(0)        |
| IR   | Trend               | -3.409(-4.42)                              | -7.463(-4.42)                              | I(1)        |
|      | Intercept           | -2.906(-4.80)                              | -7.786(-4.80)                              | I(1)        |
|      | Intercept and Trend | -2.944(-5.08)                              | -7.909(-5.08)                              | I(1)        |

**Notes:** The null of the Zivot-Andrews test indicates the existence of a unit root. The test results are reported based on three models: break in trend, break in intercept and break in both. The break date is selected where the t-statistic from the ADF test of unit root is at minimum. The optimum number of lag is selected via t-test and is three for PROD, two for INF and zero for both VOL and IR.

## Estimation Results

### Constant Parameter Granger Causality Test Results

To carry out the classical Granger causality test, the optimal VAR specification must be determined. The max lag length is set to twelve and optimum lag length of  $p$  was chosen based on AIC, SIC and HQIC. The lag length  $p=1$ , most often selected by the three criteria, was included in the VAR model. Exogenous deterministic components of the VAR(1) model - both a constant and a time trend - are also determined by the above criteria. The Lagrange Multiplier (LM) test at the lag level  $p=1$  revealed that the disturbances of the VAR(1) model are free from autocorrelation. The selected VAR model satisfies the stability condition because all the eigenvalues lie inside the unit circle.<sup>4</sup> As the maximum order of integration level of the series is one, the VAR(1) will be augmented by extra one lag. As a result, the resulting model is denoted by VAR(1+1).

Table 5 summarizes the constant parameter Granger causality test results. The Granger causality Wald tests detect a causal relationship from exchange rate volatility to inflation. However, the null of no causality from volatility to real GDP and interest rates cannot be rejected. Now, we can ask the following question: Can the presence of structural breaks and nonlinearities in

<sup>4</sup> The stability test results can be seen in Appendix/Table A2



**Table 5.** Constant Parameter Granger Causality Test Results

| Null Hypotheses                  | Degree of Freedom, $\nu$ | Chi-Square Test Statistics | P-Value > Chi-Square |
|----------------------------------|--------------------------|----------------------------|----------------------|
| VOL is not Granger-cause of PROD | 1                        | .7749                      | 0.379                |
| VOL is not Granger-cause of INF  | 1                        | 7.5075                     | 0.006                |
| VOL is not Granger-cause of IR   | 1                        | .0087                      | 0.925                |

Notes: Classical Granger causality test results based on the LAVAR model with  $p=1$ ,  $m=1$  and a trend. The degree of freedom is one because the second lag enters the LAVAR system as an exogenous variable.

the relationship between the variables of interest invalidate the statistical and economic inferences obtained from the constant parameter Granger causality tests? We will conduct the following structural break and nonlinearity tests to be able to answer this question statistically.

### Structural Break Tests

Considering the relatively long study period of the paper, the relationships between the variables are more likely to encounter structural breaks. For this purpose, we first test structural breaks and examine the parameter stability of each one of the four equations in the LAVAR model. Andrews (1993), and Andrews and Ploberger (1994) proposed a parameter stability test of whether the coefficients in a time-series regression vary over the periods. The test can be either a Wald or a Likelihood Ratio (LR) test. The supremum, an average, or the exponential of the average of the tests are calculated at each possible break date. However, it is not possible to consider each sample point as a break date since the break dates too near the starting or the ending points of the samples will have insufficient observations for estimation. To deal with the identification problem, we follow Andrews' (1993) advice and use symmetric trimming of 15%. Therefore, the parameter stability test covers [0.15 0.85] of the our entire sample. The LR and Wald test results are reported in Tables 6 and 7, respectively. The Supremum, Average, and Exponential LR and Wald test results almost always reject the null hypothesis of no structural break. This result provides strong statistical evidence that the parameters estimated from the LAVAR model do not remain constant over time (parameter instability). It is important to note that these results are obtained from the trimmed sample, and it is also very likely to encounter break dates in the first and last 15

**Table 6.** Structural Break Tests, LR Test Results

| Dependent Variable | Supremum LR test P-Value | Average LR test Prob. P-Value | Exponential LR Test P-Value |
|--------------------|--------------------------|-------------------------------|-----------------------------|
| PROD               | 0.000                    | 0.004                         | 0.000                       |
| INF                | 0.003                    | 0.001                         | 0.002                       |
| VOL                | 0.000                    | 0.367                         | 0.000                       |
| IR                 | 0.000                    | 0.001                         | 0.000                       |

**Note:** The null hypothesis states no structural break

**Table 7.** Structural Break Tests, Wald Test Results

| Dependent Variable | Supremum Wald test P-Value | Average Wald test P-Value | Exponential Wald Test P-Value |
|--------------------|----------------------------|---------------------------|-------------------------------|
| PROD               | 0.000                      | 0.006                     | 0.000                         |
| INF                | 0.003                      | 0.002                     | 0.003                         |
| VOL                | 0.000                      | 0.437                     | 0.000                         |
| IR                 | 0.000                      | 0.002                     | 0.000                         |

**Note:** The null null hypothesis states no structural break

### Nonlinearity Tests

In the preceding section, equations in the constant parameter LAVAR model are shown to be exposed to structural breaks. Besides, the relationships between the variables of interest may be nonlinear, which invalidates the linear structure of the model. To deal with the issue of nonlinearity, we conduct Brock, Dechert, and Scheinkman (BDS) test proposed by Brock et al. (1987) and Brock et al. (1996). The null hypothesis of the test states that the disturbances are independent and identically distributed. However, when implemented to the disturbances from a fitted linear time series model, the BDS test can be employed to reveal

remaining dependence and the presence of omitted nonlinear structure (Zivot and Wang, 2006). If the null hypothesis is rejected, then the fitted linear model is mis-specified and it can be concluded that a nonlinear relationship exists.

The BDS test is implemented on the disturbances of each equation in the LAVAR model to detect nonlinear dependence in time-series data with different correlation dimensions ( $d$ ) of the process. The test results are presented in Table 8. When the dependent variables are INF, VOL and IR, the null hypotheses that residuals are independent and identically distributed are always rejected irrespective of the correlation dimensions. These test results strongly confirm the nonlinearities in the relationship between the variables.

**Table 8.** Structural Break Tests, Wald Test Results

| Dependent Variable: PROD  |                     |         | Dependent Variable: INF |         | Dependent Variable: VOL |         | Dependent Variable: IR |         |
|---------------------------|---------------------|---------|-------------------------|---------|-------------------------|---------|------------------------|---------|
| Correlation Dimension (d) | BDS Test Statistics | P-Value | BDS Test Statistics     | P-Value | BDS Test Statistics     | P-Value | BDS Test Statistics    | P-Value |
| 2                         | 0.000               | 0.936   | 0.020                   | 0.004   | 0.026                   | 0.000   | 0.053                  | 0.000   |
| 3                         | 0.000               | 0.936   | 0.034                   | 0.004   | 0.040                   | 0.000   | 0.085                  | 0.000   |
| 4                         | 0.000               | 0.924   | 0.039                   | 0.004   | 0.042                   | 0.000   | 0.095                  | 0.000   |
| 5                         | 0.000               | 0.928   | 0.048                   | 0.000   | 0.044                   | 0.000   | 0.093                  | 0.000   |
| 6                         | 0.000               | 0.896   | 0.049                   | 0.000   | 0.047                   | 0.000   | 0.081                  | 0.000   |

Not: The p-values for the BDS test statistics are the bootstrapped p-values based on 500 repetitions.

## Time-Varying Granger Causality Test

### Whole Sample Analysis

Since the preceding section presented empirical evidence that the constant LAVAR model exhibits parameter instabilities and nonlinearities, we also follow time-varying Granger causality analysis. The null hypothesis for the whole sample analysis is that exchange rate volatility is not the Granger-cause of the relevant macroeconomic variable at any time during the entire sample.

The time-varying causality results with the minimum window size of 72 months are reported in Table 9. Both FEW and ROW maximal Wald test statistics reject the null of no Granger causality from volatility to inflation at any time during the sample. Similarly, the ROW algorithm finds evidence of Granger causality from volatility to GDP at some point in the sample. Finally, the two recursive estimation algorithms confirmed that volatility of the exchange rate is not the Granger-cause of interest rate over the entire sample. The last result is not unexpected as the CBRT does not use an interest rate policy to drive or protect the value of the Turkish lira. Under the executed current monetary policy, the bank conducts foreign exchange transactions including spot or forward purchases and sales and foreign exchange swaps to render the economy resilient against unexpected exchange rate shocks. Consequently, the causal channel from volatility to interest rate has never appeared. Finally, recall that constant parameter causality analysis does not suggest a causality from exchange rate volatility to real GDP. However, when considering the hidden structure of structural breaks and nonlinearities, the causal relationship that could not be statistically detected earlier is apparent now.

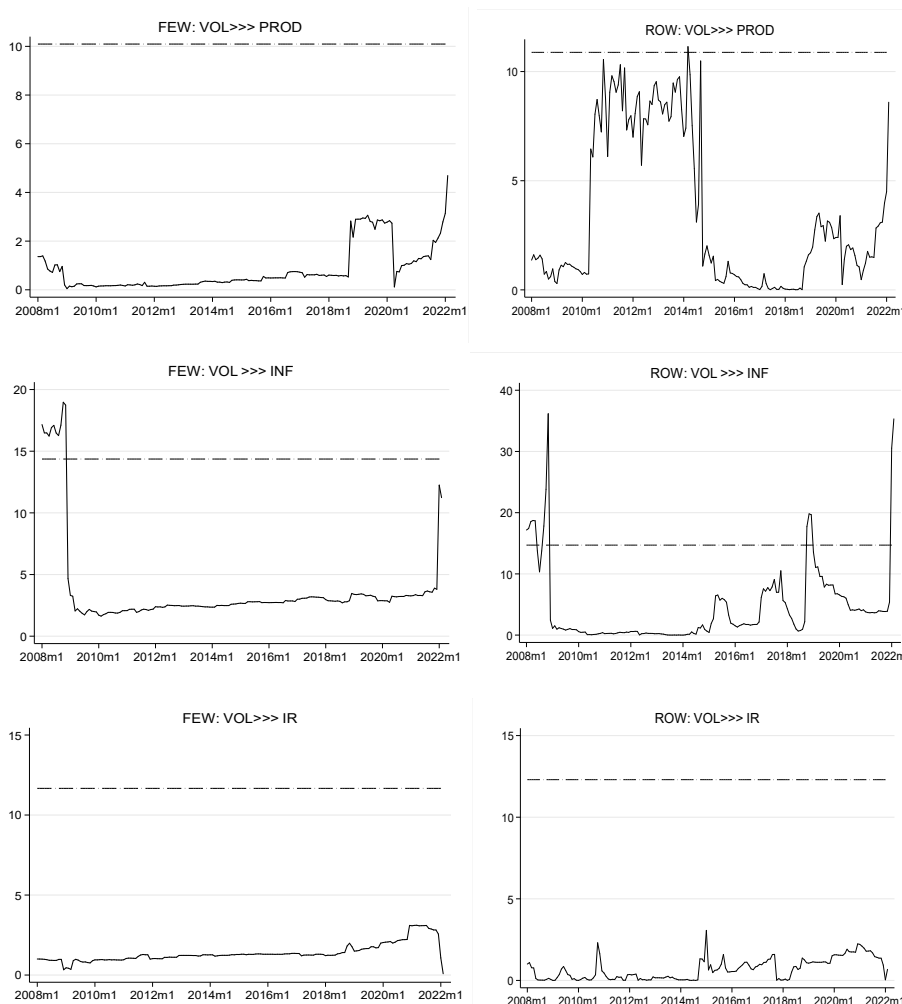
**Table 9.** Time-varying Granger Causality Test Results, Whole Sample

| Null Hypotheses   | Minimum window size (w) | Maximal Wald Test Stat. FEW | Maximal Wald Test Stat. ROW |
|---|-------------------------|-----------------------------|-----------------------------|
| VOL is not Granger-cause of PROD at any time during the whole sample    | 72                      | 4.694<br>(10.095)           | 11.141<br>(10.880)          |
| VOL is not the Granger-cause of INF at any time during the whole sample | 72                      | 18.969<br>(14.365)          | 36.170<br>(14.699)          |
| VOL is not Granger-cause of IR at any time during the whole sample      | 72                      | 3.112<br>(11.666)           | 3.069<br>(12.301)           |

**Notes:** Time-varying Granger causality analysis based on the LAVAR model with  $p=1$ ,  $m=1$  and a trend. The 5% bootstrapped critical values based on 500 repetitions are shown in parentheses. Maximal Wald test statistics are robust to heteroskedasticity.

### Graphical Examination

Now, the sequence of maximal Wald test statistics and critical values from the each recursive estimation algorithm can be graphically analysed to examine how the causal relationships vary over time. Figure 1 plots the sequence of Wald test statistics and associated 5% bootstrapped critical values based on the minimum window size set at 72 months. Additionally, Table 10 reports the time intervals of causal periods identified in Figure 1.



**Figure 1. Time-varying Granger Causality Test Statistics and Critical Values Over Time, w=72**

Note: Time-varying Granger causality tests from VOL to PROD, INF and IR, respectively with a minimum window size of 72 months. The left column plots the Wald test statistics and 5% bootstrapped critical values obtained from the FEW algorithm, whereas the right column reports the Wald test statistics and 5% bootstrapped critical values obtained from the ROW algorithm.

As shown in Figure 1 and Table 10, the maximal ROW test statistic detects causality from exchange rate volatility to real GDP at only one sample point, 2014:M3. When this result is considered with the FEW result that reports no causality over time, we can conclude that there is very little support for the argument that volatility precedes real GDP. A possible explanation relates to the fact that real macroeconomic aggregates are determined by real variables in the longer run. This result is consistent with some of the existing studies. Gadanecz and Mehrotra (2013) concluded that exchange rate volatility does not exert a statistically significant impact on long-run growth. Additionally, Baxter and Stockman (1989) found no evidence that output depends on the exchange rates and suggested the real models of determination of output. Similarly, Levy-Yeyati and Sturzenegger (2003) documented that exchange rates do not appear to have any significant impact on growth.

In contrast to real GDP results, the FEW and ROW maximal Wald test statistics reveal a longer causal relationship from volatility to inflation. As shown in Table 10, both test procedures identify a causal episode in 2008. Besides, the ROW test statistic extends this causal relationship with two additional causal episodes: 2018:M10-2018:M12 and 2022:M1-2022:M2. Now, let us explore them in more detail.

The first causal episode is detected for most of 2008. What happened in the first causal episode was that the global financial crisis after the bursting of the US housing bubble also hit Turkey.<sup>5</sup> The Turkish economy suffered significantly from the financial crisis, as measured by a decline in the real GDP between the beginning of 2008 and mid-2009. Unfortunately, the initial impact of the 2008-2009 crisis on Turkey was the biggest among the OECD countries (Rawdanowicz, 2010).

The second causal episode (2018:M10-2018:M12) coincides with three important incidents: one of the most important political milestones in Turkey's political history, the 2018 financial crisis and US economic sanctions on the Turkish economy. Turkish President Recep Tayyip Erdogan transformed the country's long-standing parliamentary system into a heavily centralized and strengthened "Presidential System of Government" introduced in July 2018. Besides, the economic growth collapsed again in the third and fourth quarter of 2018. The value of the Turkish lira significantly eroded as a result of an excessive amount of current account deficits and private foreign-currency-denominated debts. Finally, following the detention of the US citizen pastor Andrew Brunson in Turkey, the Trump administration imposed economic sanctions and doubled the tariffs on Turkish steel and aluminium imports, which also accelerated the rapid fall in the Turkish lira.

**Table 10.** Time-varying Granger Causality Test and Identified Causal Episodes,  $w=72$

|                              | <b>FEW Algorithm</b> | <b>ROW Algorithm</b>  |
|------------------------------|----------------------|---|
| <b>VOL &gt;&gt;&gt; PROD</b> | ---                  | 1) 2014:M3  |
| <b>VOL &gt;&gt;&gt; INF</b>  | 1) 2008:M1-2008:M11  | 1) 2008:M1-2008:M5 and 2008:M9-2008:M11<br>2) 2018:M10-2018:M12<br>3) 2022:M1-2022:M2 |

**Note:** The dates include the causal episodes that Wald test statistics that exceed 5% critical values.

The last causal episode (2022:M1-2022:M2) emerged after the conducted unconventional monetary policy performed by interest rate cuts despite the increasing inflation rates. The CBRT Law introduced in April 2001 (Article 4) states that "*The primary objective of the CBRT is to achieve and maintain price stability. The Bank determine on its own discretion the monetary policy that it will implement and the monetary policy instruments that it is going to use in order to maintain price stability.*" President Erdogan, however, has been a strong supporter of the unconventional hypothesis that reducing interest rates lowers the inflation rate. The Erdogan administration has officially announced that Turkey adopted the 'Chinese Growth Model' as a new economic plan in December 2021. The mainstay of the new plan was to reduce interest rates as quickly as possible since low interest rates were considered to decrease the value of the Turkish lira and hence stimulate export, production and employment levels of the country. Even though the primary objective of the CBRT is to ensure price stability, the bank which has been independent since 2001 eventually could not resist the political pressure to loosen the monetary policy. The policy rate, which was 19% in September, 2021 was reduced to 14% at the end of December 2021 despite the accelerating inflation rates. The CBRT's policy rate became much lower than the rapidly rising inflation rates and inflation expectations. The negative real interest rates triggered the pressure on Turkish Lira due to the long-standing current deficits, tightening global monetary policies and high political tension in the country. Rapidly rising inflation and negative interest rates also led Turkish citizens and companies to continue saving in US dollars and other major currencies. Consequently, the Turkish Lira had precipitous falls against a very large group of currencies. With the aim of supporting the value of the lira and reversing dollarization, the government announced a new financial investment account in December, 2021 to encourage customers (citizens, corporations and non-resident Turkish nationals) to switch their foreign-exchange deposits to exchange-rate-protected Turkish lira time deposits. If the depreciation rate of the exchange rate on the customer's new holdings exceeds the gains of the interest rate on the lira, the authorities will cover the cost. In the few hours following the announcement, the Turkish lira appreciated by 30% against the US dollar and other major currencies.

Figure 2 plots the exchange rate volatility measured by the EGARCH process in Section 3.1. First, note that all three causal episodes in Figure 1 perfectly match with the periods of excessive volatilities. This result empirically shows that the causal channels running from volatility to inflation appear when the exchange rate is excessively volatile. One can conclude that there seems to be a threshold point beyond which exchange rate volatility starts to hurt the price stability objective.

Now, a natural question then arises: Why are all three episodes associated with excessive exchange volatilities? This is important since the answer may help us to find a clear pattern to explain under what conditions a causal link from volatility to inflation appears. The first causal episode between volatility and inflation coincides with a period of increasing economic uncertainties due to the 2008-2009 financial crisis. In exchange rate literature, there exists a large amount of studies to investigate the effects

<sup>5</sup> According to the NBER business cycle dates, the financial crisis in the US lasted from December 2007 to June 2009.

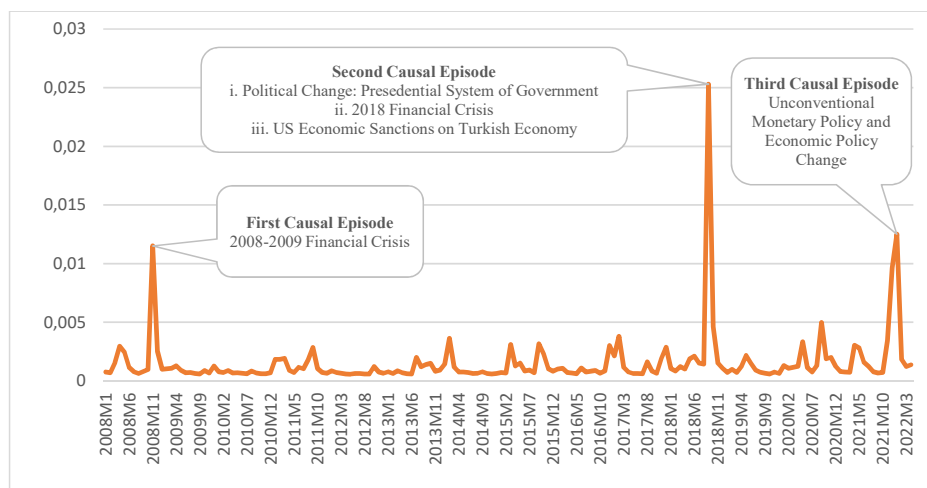


Figure 2. EGARCH (1,1) Modelling of Monthly Exchange rate Volatility

of uncertainty on exchange rate volatility. Balçılar et al. (2016), Krol (2014) Bartsch (2019), Li and Zhong (2020), Wang, Li and Wu (2022), Zhou et al (2020), Liming, Ziqing and Zhihao (2020), Abit and Rault (2021), Bush and Noria (2021), Leduc and Liu (2016) and many others documented a causal relationship from economic uncertainty to exchange rate volatilities. Besides, the transmission mechanism behind the link between uncertainty and exchange rate volatility can be theoretically explained by macroeconomic fundamentals. Exchange rates are determined by economic fundamentals such as prices, output, money supply, interest rates etc. An increase in uncertainty will therefore change the expectations of economic agents on the fundamentals and generate higher exchange rate volatilities.

The second causal episode contains the most exceptional political change in Turkey’s political history and another financial crisis with increasing uncertainties. As stated by Leblang and Bernhard (2006), currency traders are uncertain about the future of government policies during periods of political change, and hence these periods will exhibit higher volatilities. Finally, the last causal episode generated an excessive amount of exchange rate volatilities due to the i) unconventional monetary policy dictated by the Erdogan administration to the CBRT and ii) economic policy change which has targeted output and employment level instead of price stability objective set in the CBRT Law.

A clear pattern that can be drawn from the results is that the causal channel from volatility to inflation opens up when Turkey exhibits political and economic policy changes and suffers from increasing economic uncertainties during the financial crises. Excessive exchange rate volatilities generate uncertainties on the exchange rate movements and hence the production cost of domestic goods since the import content of domestic goods is very high in Turkey. Higher uncertainty in production costs makes the future prices of firms difficult to predict. As an insurance, firms can change their prices by a precautionary motive (Redl, 2015).

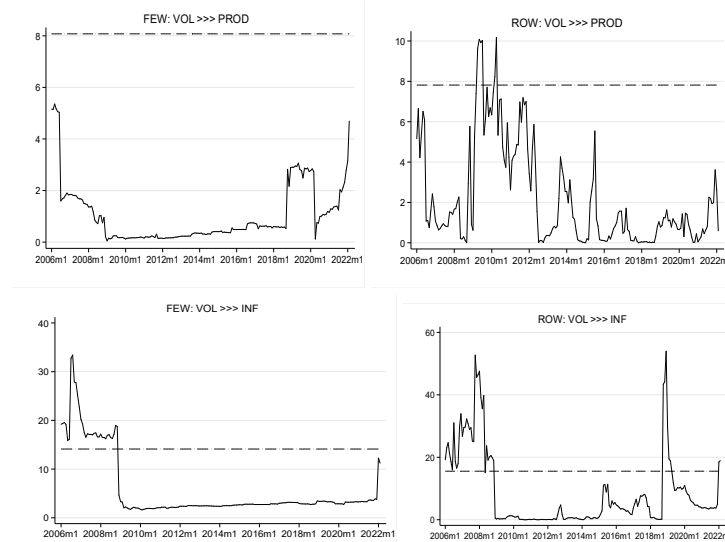
Table 11. Time-varying Granger Causality Test Results, Whole Sample

| Null Hypotheses  | Minimum window size, (w) | Maximal Wald Test Stat. FEW | Maximal Wald Test Stat. ROW |
|--|--------------------------|-----------------------------|-----------------------------|
| VOL is not the Granger-cause of PROD at any time during the whole sample | w: 48                    | 5.356 (8.077)               | 10.179 (7.816)              |
| VOL is not the Granger-cause of INF at any time during the whole sample  | w: 48                    | 33.404 (14.118)             | 53.970 (15.546)             |
| VOL is not the Granger-cause of IR at any time during the whole sample   | w: 48                    | 3.112 (11.524)              | 4.109 (12.980)              |

Notes: Time-varying Granger causality analysis based on the LAVAR model with  $p=1$ ,  $m=1$  and a trend. The 5% bootstrapped critical values based on 500 repetitions are shown in parentheses. Maximal Wald test statistics are robust to heteroskedasticity.

Now, the maximal Wald test statistics were recomputed with a minimum window size of 48 months to control the validity of the argument that volatility may have more predictive power for real GDP in the shorter run. The time-varying causality test results are reported in Table 11. Figure 3 plots the sequence of maximal Wald test statistics and associated 5% critical values with respect to time while Table 12 documents the time intervals of causal periods identified in Figure 3.

First, consider the causality test results running from volatility to real GDP. While there is very little support for the argument that volatility is predictive of real GDP in Figure 1, the ROW test procedure in Figure 3 now identifies a relatively stronger causal



**Note:** Time-varying Granger causality tests from VOL to PROD and INF, respectively with a minimum window size of 48 months. Since no causality from VOL to IR were reported as shown in Table 11, the relevant causality graphs over time were not presented. The left column plots the Wald test statistics and 5% bootstrapped critical values obtained from the FEW recursive estimation algorithms while the right column reports the Wald test statistics and 5% bootstrapped critical values obtained from the ROW recursive estimation algorithm.

**Figure 3. Time-varying Granger Causality Test Statistics and Critical Values Over Time, w=48**

channel toward the end of the 2008-2009 financial crisis. There are several interesting features in these results. First, when we shorten the minimum window size, volatility gains more predictive power for real GDP. A possible explanation for this result is that real macroeconomic variables can be driven by monetary variables in the shorter run. This result is consistent with the results of Razin and Rubinstein (2006) who also concluded that exchange rate and capital-market liberalization regimes have both a direct effect on short-term growth rates. However, our finding cannot be generalized beyond the 2008-2009 financial crisis as excessive exchange rate volatilities observed in Figure 2 do not open another causal channel running from volatility to real GDP. Second, it is theoretically reasonable that the causal channel emerges at the end of the financial crisis since industrial production is expected to react with a delay to changes in the financial environment as a result of high adjustment costs to production (Bjornland, 2009; Barnett et al., 2016; Kim and Lim, 2018; Peersman and Smets, 2001; Kim and Roubini, 2000).

**Table 12. Time-varying Granger Causality Test and Reported Causal Episodes, w=48**

|                              | <b>FEW Algorithm</b> | <b>ROW Algorithm</b>   |
|------------------------------|----------------------|--|
| <b>VOL &gt;&gt;&gt; PROD</b> | ---                  | 1) 2009:M4-2009:M7 and 2010:M3-2010:M4                           |
| <b>VOL &gt;&gt;&gt; INF</b>  | 1) 2006:M1-2008:M11  | 1) 2006:M1-2008:M11<br>2) 2018:M10-2019:M3<br>3) 2022:M1-2022:M2 |

Note: The dates include the causal episodes that Wald test statistics exceed 5% critical values.

The causal effects of volatility on inflation and interest rates are almost identical to those obtained in Figure 1. The causal channel from volatility to inflation is again more sustained than causality from volatility to real GDP. Similarly, both test procedures still identify a causality for most of 2008 while the ROW results detect additional two causal episodes: 2018:M10-2019:M3 and 2022:M1-2022:M2. This result is particularly of interest because it suggests that monetary factors have more predictive power on nominal aggregates than real aggregates irrespective of the window sizes. Finally, there is still no support for the argument that volatility is predictive of interest rates. Consequently, the causality results running from volatility to inflation and interest rates are robust to the selection of different minimum window sizes.<sup>6</sup>

### Concluding Remarks

This paper investigates the causal relationship running from exchange rate volatility to the three macroeconomic variables: real GDP, inflation and interest rate using monthly Turkish data. Exchange rate volatility is measured by Nelson’s (1991) exponential

<sup>6</sup> The Wald test statistics and 5% critical values were also recomputed with even a shorter window size of 36 months as a robustness check. The conclusions drawn from the graphical examination are identical to those obtained from a minimum window size of 48 months. More specifically, the ROW test again identifies a causality

GARCH model to capture the asymmetric characteristic of volatility. Significant and negative asymmetry parameter suggested that the negative unexpected news in Turkish foreign exchange market generates more volatility than positive unexpected news. This result is quite consistent with what has been observed in the Turkish foreign exchange market. We then conducted the classical constant parameter Granger causality analysis. In the presence of empirically documented structural breaks and nonlinearities, the time-varying Granger causality analysis with the recursive estimation methods is also employed. The results obtained from the Granger causality framework can be summarized as follows:

i. Comparing the constant parameter and time-varying Granger causality test results showed that ignoring the presence of parameter instability and nonlinearity leads to incorrect statistical and economic inferences.

ii. Exchange rate volatility is not the Granger-cause of interest rates. This result is robust to conducted classical or time-varying causality tests and different selections of minimum window sizes. Our finding is completely reasonable since the CBRT uses its foreign exchange reserves and foreign exchange swaps to offset the adverse effects of excessive exchange rate shocks. As a result, we can expect volatility to be more likely to have predictive power for foreign reserves.

iii. We empirically showed that the causality periods running from volatility to inflation appear when the exchange rate is excessively volatile. Hence, we can conclude excessively volatile exchange rate is predictive of inflation. The causal channel opens when Turkey exhibits political and economic policy changes and suffers from increasing economic uncertainties during the financial crises. The causality running from volatility to inflation is more sustained than causality from volatility to real GDP irrespective of the size of the windows and selected recursive estimation algorithm. This result also implies that monetary factors have more predictive power on nominal changes in the economy than real changes.

iv. The CBRT must decisively adhere to the CBRT Law and maintain its independence in order to ensure price stability because the unconventional monetary policy dictated to the bank by the government is itself the source of inflation.

v. When we expand the minimum window size, the predictive power of exchange rate volatility for real GDP weakens and volatility almost never precedes real GDP. However, this result is not robust to the selection of shorter minimum window sizes. When the selected minimum window size is reduced, exchange rate volatility appears to have more predictive power for GDP. This result can be explained by distinction between short-run and long-run determination of output. That is, determination of output level can be well-explained by real variables over the longer run; however, monetary factors can produce shorter run real impacts.

vi. Volatility is predictive of real GDP at the end of the 2008-2009 financial crisis. The causality appears toward the end of the crisis due to the high adjustment costs to production. This result cannot be generalized beyond the 2008-2009 financial crisis because excessive exchange rate volatilities observed in the following periods do not open another causal channel running from volatility to real GDP. Since the shorter minimum window size detects the causal episode around the 2008-2009 financial crisis, we can suggest that the volatility of the exchange rate in Turkey has been preceded by 2008-2009 financial crisis.

**Table 13. A1:** Data Definitions and Sources

| Variables   | Abbreviation | Source   |
|---|--------------|--|
| Nominal Effective Exchange Rate (2015:100)                    | NEER         | Federal Reserve Bank St. Louis (FRED)  |
| Volatility of Exchange Rate                                   | VOL          | EGARCH(1,1)  |
| Inflation   | INF          | The inflation variable is calculated as the logged difference of CPI data (2015:100). CPI data is obtained from the FRED database. |
| Interest Rates  | IR           | It is the discount rate of the CBRT and obtained from the bank's electronic data delivery system (EDDS)                            |
| Industrial Production Index, (2015:100) (seasonally adjusted) | PROD         | FRED   |

Note: All variables except the industrial production index are seasonally adjusted by the TRAMO-SEATS seasonal adjustment method. The industrial production index is available in a seasonally adjusted format in FRED database.

**Table 14. A2:** Eigenvalue Stability Condition

| Eigenvalue | Modulus |
|------------|---------|
| 0.974      | 0.974   |
| 0.853      | 0.853   |
| 0.561      | 0.561   |
| 0.012      | 0.012   |

Note: VAR(1) satisfies the stability condition as all the eigenvalues lie inside the unit circle

**Peer Review:** Externally peer-reviewed.

**Conflict of Interest:** The authors have no conflict of interest to declare.

**Grant Support:** The authors declared that this study has received no financial support.

**ORCID:**

Oğuz Tümtürk 0000-0002-3521-5728

**REFERENCES**

- Abid, A. and Rault, C. (2021). On the exchange rates volatility and economic policy uncertainty nexus: a panel VAR approach for emerging markets, *Journal of Quantitative Economics*, 19, pp. 403–425.
- Adeniji, S. (2013). Exchange rate volatility and inflation upturn in Nigeria: testing for vector error correction model. Economics Department, University of Lagos, Nigeria, MPRA Paper No. 52062
- Aghion, P., Bacchetta, P., Ranciere, R. and Rogoff, K. (2009). Exchange rate volatility and productivity growth: the role of financial development, *Journal of Monetary Economics*, 56, pp. 494–513.
- Albuquerque, C. R. and Portugal, M. (2005). Exchange rate and inflation: a case of sulkiness of volatility, UFRGS, Departamento de Economia, Working Paper no. 2005/01
- Alexius, A. (2005). Productivity shocks and real exchange rates, *Journal of Monetary Economics*, 52(3), pp. 555–566.
- Andrews, D. W. K. (1993). Tests for parameter instability and structural change with unknown change point, *Econometrica*, 61, pp. 821–856.
- Andrews, D. W. K. and Ploberger, W. (1994). Optimal tests when a nuisance parameter is present only under the alternative, *Econometrica*, 62, pp.1383–1414.
- Arize C. A., Osang, T. and Slottje, D.J. (2008). Exchange-rate volatility in Latin America and its impact on foreign trade, *International Review of Economics & Finance*, 17(1) pp. 33–44,
- Baak, S. J., Al-Mahmood, M. A. and Vixathep, S. (2007). Exchange rate volatility and exports from East Asian countries to Japan and the USA. *Applied Economics*, 39(8), pp. 947–959.
- Balcilar, M., Gupta, R., Kyei, C. and Wohar, M.E. (2016). Does economic policy uncertainty predict exchange rate returns and volatility? Evidence from a nonparametric causality-in-quantiles test, *Open Economies Review*, 27, pp. 229–250
- Barnett, W. A., Bhadury, S.S. and Ghosh, T. (2016). An SVAR approach to evaluation of monetary policy in India: Solution to the exchange rate puzzles in an open economy, *Open Economies Review*, 27(5), pp. 871–893.
- Bartsch, Z. (2019). Economic policy uncertainty and dollar-pound exchange rate return volatility, *Journal of International Money and Finance*, 98, 102067.
- Baxter, M. and Stockman, A.C. (1989). Business cycles and the exchange-rate regime: some international evidence, *Journal of Monetary Economics*, 23(3), pp. 377–400.
- Black, F. (1976). Studies of stock price volatility changes. In: Proceedings of the 1976 Meeting of the Business and Economic Statistics Section, American Statistical Association, Washington DC, 177–181.
- Bjørnland, H. C. (2009). Monetary policy and exchange rate overshooting: Dornbusch was right after all, *Journal of International Economics*, 79, pp. 64–77.
- Bollerslev, T. (1986). Generalized Autoregressive Conditional Heteroscedasticity, *Journal of Econometrics*, 31, 307–327.
- Brock, W. A., Dechert, W. D. and Scheinkman, J. A. (1987). A test for independence based on the correlation dimension, Working paper, Department of Economics, University of Wisconsin-Madison.
- Brock, W. A., Dechert, W. D., Scheinkman, J. A. and LeBaron B. (1996). A test for independence based on the correlation dimension, *Econometric Reviews*, 15, pp. 197–235.
- Bush, G., and Noria, G.L. (2021). Uncertainty and exchange rate volatility: Evidence from Mexico, *International Review of Economics & Finance*, 75, pp. 704–722
- Calderón, C., and Kubota, M. (2018). Does higher openness cause more real exchange rate volatility?, *Journal of International Economics*, 110, pp. 176–204.
- Campa, J.M. and Goldberg L.S. (2005). Exchange rate pass-through into import prices, *The Review of Economics and Statistics*, 87(4), pp. 679–690
- Clemente, J., Montanes A, and Reyes, M. (1998), Testing for a unit root in variables with a double change in the mean, *Economics Letters*, 59(2), pp.175–182.
- De Gregorio, J. and Wolf, H. (1994). Terms of trade, productivity, and the real exchange rate. NBER Working Paper No. 4807.
- De Grauwe, P. and Schnabl, G. (2005). Exchange rate regime and macroeconomic performance in Central and Eastern Europe, CESifo Working Paper 1182.
- Demir, F. (2013). Growth under exchange rate volatility: Does access to foreign or domestic equity markets matter?, *Journal of Development Economics*, 100 (1), pp. 74–88.
- Devereux, M.B. and Lane, P.R. (2003). Understanding Bilateral Exchange Rate Volatility, *Journal of International Economics*, 60, pp. 109–132





- Dickey, D. A., and W. A. Fuller. (1979). Distribution of the estimators for autoregressive time series with a unit root, *Journal of the American Statistical Association*, 74, pp. 427–43
- Dolado, J. J. and Lütkepohl, H. (1996). Making Wald tests work for cointegrated VAR systems, *Econometric Reviews*, 15(4), pp. 369–386
- Dominguez, K. M. (1998). Central bank intervention and exchange rate volatility, *Journal of International Money and Finance*, 17(1), pp. 161–190.
- Edwards, S. (2006). The relationship between exchange rates and inflation targeting revisited, NBER Working Paper, No. 12163, Cambridge: Massachusetts, National Bureau of Economic Research
- Engle, R. F. (1982). Autoregressive conditional heteroscedasticity with estimates of the variance of United Kingdom inflation, *Econometrica*, 50, pp.987–1007.
- Eichengreen, B. and Hausmann, R. (1999), Exchange rates financial fragility. NBER working paper 7418
- Feenstra, R. C. (1989). Symmetric pass-through of tariffs and exchange rates under imperfect competition: an empirical test, *Journal of International Economics*, 27, pp. 25– 45
- Furceri, D. and Borelli, S. (2008). Foreign direct investments and exchange rate volatility in the EMU neighbourhood countries, *Journal of International and Global Economic Studies*, 1(1), pp. 42–59
- Gadanecz, B. and Mehrotra, A. N. (2013). The exchange rate, real economy and financial markets. BIS Paper No. 73b, Available at SSRN: <https://ssrn.com/abstract=2497130>
- Ghosh, S. (2011). Examining crude oil price – exchange rate nexus for India during the period of extreme oil price volatility. *Applied Energy*, 88(5), pp. 1886–1889.
- Ghosh, A. R., Gulde, A-M., Ostry, J. D. and Wolf, H. C. (1997). Does the nominal exchange rate regime matter?, NBER Working Paper No. w5874.
- Granger, C. W. J. (1969). Investigating causal relations by econometric models and cross-spectral methods, *Econometrica*, 37, pp. 424–438
- Granger, C. W. J. (1988). Some recent development in a concept of causality, *Journal of Econometrics*, 39, pp. 199–211.
- GRILLI, V. and Roubini, N. (1996). Liquidity models in open economies: theory and empirical evidence, *European Economic Review*, 40, pp. 847–859.
- Hahn, E. (2003). Pass-through of external shocks to euro area inflation, ECB Working Paper No. 243, European Central Bank.
- Hall, S., Hondroyannis, G., Swamy, P.A.V.B., Tavlas, G. and Ulan, M. (2010). Exchange-rate volatility and export performance: Do emerging market economies resemble industrial countries or other developing countries?, *Economic Modelling*, 27, pp. 1514–1521.
- Hau, H. (2002), Real exchange rate volatility and economic openness: theory and evidence, *Journal of Money, Credit and Banking*, 34(3), pp. 611–630.
- Hausmann, R., Panizza, U. and Rigobon, R. (2006), The long-run volatility puzzle of the real exchange rate, *Journal of International Money and Finance*, 25, 93–124
- Hsieh, D. A. (1989). Modeling heteroscedasticity in daily exchange rates, *Journal of Business and Economic Statistics*, 7(3), pp. 307–317.
- Huchet-Bourdon, M. and Korinek, J. (2011). To what extent do exchange rates and their volatility affect trade?, OECD Trade Policy Papers, No. 119, OECD Publishing, Paris.
- Hviding, K., Nowak, M. and Ricci, L. A. (2004). Can higher reserves help reduce exchange rate volatility?, IMF Working Papers 2004/189, International Monetary Fund.
- Kim, S. and Lim, K. (2018). Effects of monetary policy shocks on exchange rate in small open economies, *Journal of Macroeconomics*, 56, pp. 324–339.
- Kim, S. and Roubini, N. (2000). Exchange rate anomalies in the industrial countries: A solution with a structural VAR approach, *Journal of Monetary Economics*, 45, 561–586.
- Krol, R. (2014). Economic policy uncertainty and exchange rate volatility, *International Finance*, 17(2), pp. 241–56.
- Leblang, D., & Bernhard, W. (2006). Parliamentary politics and foreign exchange markets: the world according to GARCH, *International Studies Quarterly*, 50(1), pp. 69–92.
- Leduc, S. and Liu, Z. (2016). Uncertainty shocks are aggregate demand shocks, *Journal of Monetary Economics*, 82, pp. 20–35.
- Levy-Yeyati, E. and Sturzenegger, F. (2003). To Float or to Fix: Evidence on the impact of exchange rate regimes on growth, *American Economic Review*, 93(4), pp. 1173–1193.
- Li, Z., and Zhong. J. (2020). Impact of economic policy uncertainty shocks on China's financial conditions, *Finance Research Letters*, 35, 101303.
- Liming C., Ziqing, D. and Zhihao H. (2020). Impact of economic policy uncertainty on exchange rate volatility of China. *Finance Research Letters*, 32, 101266
- Lin, S., Shi, K. and Ye, H. (2018), Exchange rate volatility and trade: The role of credit constraints, *Review of Economic Dynamics*, 30, pp. 203–222.
- McCarthy, J. (2007). Pass-through of exchange rates and import prices to domestic inflation in some industrialized economies, *Eastern Economic Journal*, 33(4), pp. 511–537.
- Mueller, P., Tahbaz-Salehi, A., and Vedolin, A. (2017). Exchange rates and monetary policy uncertainty, *Journal of Finance*, 72, pp. 1213–1252.
- Narayan, P. K., Narayan, S. and Prasad, A. (2008). Understanding the oil price-exchange rate nexus for the Fiji Islands. *Energy Economics*, 30(5), pp. 2686–2696
- Nelson, D. B. (1991). Conditional heteroscedasticity in asset returns: A new Approach, *Econometrica*, 59(2), pp. 347–370.

- Obstfeld, M. and Rogoff, K.S. (1995). Exchange rate dynamics redux, *Journal of Political Economics*, 103(3), pp. 624-660
- Osabuohien, E., Obiekwe, E., Urhie, E. and Osabohien, R. (2018). Inflation rate, exchange rate volatility and exchange rate passthrough interactions: the Nigerian experience, *Journal of Applied Economic Sciences*, Vol. XIII, pp. 574-585.
- Peersman, G. and Smets, F. (2001). The monetary transmission mechanism in the euro area: more evidence from VAR analysis, Working Paper No:91, European Central Bank.
- Peree, E., and Steinherr, A. (1989). Exchange rate uncertainty and foreign trade, *European Economic Review*, 33, pp. 1241-1264.
- Phillips, P. C. B., and Perron, P. (1988). Testing for a unit root in time series regression, *Biometrika*, 75, pp. 335-346.
- Rawdanowicz, Ł. (2010). The 2008-09 Crisis in Turkey: Performance, Policy Responses and Challenges for Sustaining the Recovery, OECD Economics Department Working Papers, No. 819, OECD Publishing, Paris.
- Razin, A. and Rubinstein, Y. (2006). Evaluation of currency regimes: the unique role of sudden stops, *Economic Policy*, 21(45), pp. 121-152.
- Redl, C. (2015). Macroeconomic uncertainty in South Africa, Working Papers 509, Economic Research Southern Africa.
- Schnabl, G. (2008). Exchange rate volatility and growth in small open economies at the EMU periphery, *Economic Systems*, 32(1), pp. 70-91.
- Shapiro, S. S. and Wilk, M. B. (1965). An analysis of variance test for normality (complete samples), *Biometrika*, 52, pp. 591-611.
- Shi, S., Hurn, S. and Phillips, P.C.B. (2020). Causal change detection in possibly integrated systems: Revisiting the money-income relationship, *Journal of Financial Econometrics*, 18(1), pp. 158-180.
- Sutherland, A. (1996). Financial market integration and macroeconomic volatility, *Scandinavian Journal of Economics*, 98(4), pp. 521-539
- Toda, H. Y. and Yamamoto, T. (1995). Statistical inference in vector autoregressions with possibly integrated processes, *Journal of Econometrics*, 66, pp. 225-250.
- Wang, K.L. and Barrett, C.B. (2007). Estimating the effects of exchange rate volatility on export volumes, *Journal of Agricultural and Resource Economics*, 32(2), pp. 225-255.
- Zhou, Z., Fu, Z., Jiang, Y., Zeng, X. and Lin, L. (2020). Can economic policy uncertainty predict exchange rate volatility? New evidence from the GARCH-MIDAS model, *Finance Research Letters*, 34, 101258
- Zivot, E. and Andrews, D.W.K. (1992). Further evidence on the great crash, the oil-priceshock, and the unit-root hypothesis, *Journal of Business & Economic Statistics*, 10(3), pp. 251-270.
- Zivot, E. and Wang, J. (2006). Modeling financial time series with S-PLUS (Second Edition), Springer New York, NY

### How cite this article / Atf Biçimi

Tumturk, O. (2023). Key macroeconomic variables under exchange rate volatility: Time-varying causality in the presence of structural breaks and nonlinearity. *EKOIST Journal of Econometrics and Statistics*, 39, 49-64.  
<https://doi.org/10.26650/ekoist.2023.39.1309760>

# A Causal Relationship Among the Financial Indicators of Bitcoin, Gold, and VIX: An Empirical Analysis of the Fragile Five

Emin Karataş<sup>1</sup> , Ayyüce Memiş Karataş<sup>2</sup> 

<sup>1</sup>(PhD Candidate), Ankara Yıldırım Beyazıt University, Institute of Social Sciences, Ankara, Türkiye

<sup>2</sup>(Res. Asist. Dr.), Niğde Ömer Halisdemir University, Faculty of Economics and Administrative Sciences, Niğde, Türkiye

## ABSTRACT

This research discusses the causal relationship among the exchange rates, 10-year bond yields, and Central Bank policy rates with regard to the countries known as the Fragile Five (F5) by comparing them to global indicators such as gold, Bitcoin price, and the Volatility Index (VIX). The study takes into consideration the bond yields, exchange rates, and interest rates of Türkiye, India, Indonesia, South Africa and Brazil in terms of their causal relationship with one another. The study also identifies some causal relationships among gold, bitcoin, and VIX with each other as global indicators by using the Toda Yamamoto approach to the Granger causality test. This study has arrived at the conclusion that a causal relationship exists between exchange rates and interest rates for Türkiye, Indonesia, and South Africa but not for Brazil or India. VIX is the most significant variable, as it is affected by seven different variables, including policy rates and different exchange rates. In addition, none of the variables are seen to Granger cause bitcoin's price.

**Keywords:** *Causality, Toda Yamamoto Analysis, Exchange Rate, Interest Rate, Bond Yield, VIX*

**JEL Kodu / JEL Code:** F30, F62, J52

## Introduction

Morgan Stanley published an economic report in 2013 that looked at countries' current account deficits in relation to GDP rates. The majority of the countries were rated according to their sentimentality to capital inflows. In this report, Türkiye, Brazil, Indonesia, India and South Africa were mentioned as the Fragile Five (F5) because these countries are more dependent on foreign financing and foreign resources. As a result, their economies are greatly affected by global crises and global developments (Morgan Stanley, 2013).

The primary reasons for concentrating on the F5 are as follows. First of all, these countries have encountered more massive asset price drops than other emerging countries over the course of the recent strong rise in worldwide risk aversion. Secondly, these countries encountered notable capital inflows after the global financial crisis of 2008. Furthermore, a correlation and relationship are expected among these countries' long-term bond yields, currency rates, and interest rates. While the international capital influx is significant for emerging economies that rely heavily on foreign investment, investors' mitigation of associated risk is essential (Bayraktar et al., 2016), which is why this study has preferred to examine the countries of Brazil, Türkiye, Indonesia, South Africa, and India.

While a change in global indicators may affect these countries' economic indicators, so can a rise in fragility due to these countries' risk also affect their policy rates, exchange rates, and long-term interest rates. Many scholars have examined the connection country risk has with exchange and interest rates, and the research outcomes show a broad spectrum of diversity on account of the studied data frequencies, specific countries, different time periods, and utilized analysis method. Thus, interpreting and assessing the results several researchers have reported would be reasonable in light of their exceptional research conditions and aspects.

When considering this fact, few former studies are found to have tested the interrelationships among six different variables combined over the example of the F5 economies. Moreover, the reaction of short-term and long-term interest rates and exchange rates to internal as well as political and global economic advancements in the reporting countries seems to be more powerful in

**Corresponding Author:** Emin Karataş **E-mail:** 195205406@aybu.edu.tr

**Submitted:** 27.03.2023 • **Revision Requested:** 12.09.2023 • **Last Revision Received:** 18.09.2023 • **Accepted:** 21.09.2023



This article is licensed under a Creative Commons Attribution-NonCommercial 4.0 International License (CC BY-NC 4.0)

connection to other emerging countries. This case causes the F5 to be unprotected against rapid economic shocks. Exchange rate volatility and interest rate instability also make the subject more notable for all the analyzed countries (Şen et al., 2020).

As one of the variables this article investigates, gold is frequently regarded as a safe haven asset and diversification hedge against the supreme activity of stock indexes, especially in periods of political turmoil (Baur & Lucey, 2010). Akkoc and Civcir (2019) highlighted the demand for gold to also be higher in Türkiye, India, and other emerging economies. In most countries, gold is regarded as a safe haven asset in the face of that region's economic and political turmoil. Also, a strong relationship exists between exchange rates and gold prices, and any uncertainty regarding exchange rates could generate uncertainty around gold prices and vice versa (Sari et al., 2010). Additionally, stock market crashes around the world increases the actual demand for gold in fragile and emerging countries.

Another contribution of this article is the use of recent volatility indices presented by the Chicago Board Options Exchange (CBOE). The CBOE Volatility Index (VIX) is regarded as an uncertainty index that intends to measure the economic prospect of future volatility indicated by options pricing. VIX serves as a kind of key indicator for international investors, and VIX levels influence investor decisions. The volatility in the stock and bond markets is indeed a result of stock market uncertainty according to Chiang et al. (2015). Hence, gold, Bitcoin, VIX, and interest rates are linked to stock markets, particularly in countries that are dependent on foreign financing such as the F5, whose stock markets and exchange rates have rather high uncertainty and volatility.

The outstanding and rapid rise in Bitcoin's price has piqued the interest of many traders and investors, as well as researchers. Whether this cryptocurrency market behaves as another primary factor that affects the commodity and stock markets is worth investigating, especially in emerging economies. According to Bouri et al. (2017), Bitcoin is also a potential safe haven against the steep plunges in Asian stock movements. Gulec et al. (2018) noted a causal link to be present between interest rates and the price of Bitcoin alongside Bitcoin's rising trend with market volatility. Several analyses in the literature have suggested the price of Bitcoin to not only be affected by many variables such as VIX, interest rates, and exchange rates but to also be able to affect these variables. Examining such effects in fragile economies has emerged as another significant contribution this paper makes to the field.

The role of interest rates and exchange rates is another main concern that needs to be addressed when investigating any causal relationship among the variables. The perception of financial risk toward these economies would also increase as interest rates and currency rates start rising. In this manner, when interest rates and exchange rates change dramatically, the investors in these countries start to find alternative investment opportunities such as gold and Bitcoin. Thus, revealing the relationships among these countries' main indicators is important.

This paper aims to investigate the effects of certain global indicators such as gold and Bitcoin prices and VIX on the F5's government bond yields, interest rates, and foreign exchange rates (FX with local currency converted to USD) using the correlation matrix and the Toda-Yamamoto (1995) causality test over weekly data for the period of 1/1/2015–3/28/2021.

After the related research review discussed in Section 2, Section 3 will display the data construction and the methodology used to figure out the relationship among the variables. Sections 4 and 5 will respectively involve the empirical findings and conclusion.

Most causality studies in the literature include countries' relationships with stock exchanges, exchange rates, and global indicators. Few researchers have included the central bank policy rate and bond yields of the F5 in their studies. The fragility risks these countries have can be thought to be directly related to their policy rates and long-term interest rates (Şen et al., 2020). Additionally, by integrating more significant variables and offering more thorough research, this study seeks to resolve this deficiency in the literature. In this respect, the study aims to yield a current analytical view while contributing to the literature and drawing the interest of decision makers.

## Literature

Previous studies have employed various sampling and analytical procedures to explore the causal relationship among countries' financial indicators. This section will first mention the empirical findings on bitcoin, gold, and global indicators, then discuss some studies on the F5 that had used similar variables as those conducted in this research.

Mensi et al. (2019) investigated the relationships among Middle East and North Africa (MENA) stock markets, gold, oil, VIX, and Bitcoin using a wavelet-based dependence-switching copula method, thus indicating a considerable tail dependence between the basic parameters and the MENA stock markets. Their findings suggested Bitcoin, gold, and VIX to be able to function as hedge assets long term. Korkmaz (2018) used the Toda-Yamamoto causality test and the generalized supremum augmented Dickey-Fuller (GSADF) test for Türkiye between 2011-2018 and concluded returns for the dollar, gold, and the euro to affect bitcoin's returns. Koçoğlu et al. (2016) conducted the Johansen cointegration analysis and Pearson correlation matrix and were unable to find any significant relationship with Bitcoin or other currencies. Gulec et al. (2018) discovered a substantial correlation between interest rates and Bitcoin price using the Johansen cointegration analysis for the period of 2012-2018.

Korap (2008) investigated the exchange rate determinations between the Turkish Lira (TL) and USD using the cointegration approach. Korap used the variables of short-term interest rates, TL and USD conversion rates, M2 money supply, GDP, and one-year treasury rate for Türkiye and the USA between 1987-2006 and concluded the nominal exchange rate to be cointegrated with the other variables. Bilgehan (2018) identified the causal relationships between the E7 countries' stock markets using the Toda-Yamamoto causality test and stated causal relations to weaken as the distance between geographical regions increases. Ucan et al. (2014) explored the exchange rate determinations in F5 using the Johansen-Juselius cointegration analysis. Their results showed cointegration to occur between the money supply and exchange rate and between GDP and the short-term interest rate. Sen et al. (2020) applied the autoregressive distributed lag test for threshold cointegration method to explore the long-run interrelationships among the variables of exchange rates, interest rates, and inflation in fragile EMEs. They supported the existence of a cointegrating relationship between the exchange and interest rates for India, Türkiye, and Brazil but not for South Africa or Indonesia.

Using a structural vector autoregression model with daily data, Yildirim (2016) stated global economic risk shocks to have significant effects on credit default swap (CDS) spreads, equity prices, government bond yields, and exchange rates in the F5. Yildirim also reached the conclusion that global financial risks have a substantial impact on CDS markets and bonds issued in national currency than on foreign exchange markets. Akin and Isikli (2020) examined the relationship among currency rates, sovereign bonds, and sovereign credit risk premiums in the three F5 countries of South Africa, Türkiye and Brazil using the Johansen cointegration test. The authors reached the conclusion that these factors greatly influence one another in these three F5 countries. On the long run, the CDS market, interest rates, and local currencies of these countries had comparable behaviors.

## Method

The data generated for this research article were gathered from the investing.com and stooq.com website databases for the period of 1/1/2015-3/28/2021. The weekly closing prices for each variable were converted to their natural logarithmic values for this study. While not the preferred approach for interest rates, the use of logarithmic transformations for interest rates and other variables has been studied in the literature. The method for using logarithmic transformations on interest rates is typically employed to achieve linearity, enable analysis of relative changes, and address issues related to heteroscedasticity. This article also aims to remove the scale effect between variables by taking the natural logarithm into account using the Toda-Yamamoto causality analysis method. Table 1 provides an overview of the variables.

**Table 1.** Variable Overview

| #  | Series Name | Variable     | Description                              |
|----|-------------|--------------|--|
| 1  | GOLDUSD     | lngoldusd    | gold price (XAU/USD)                     |
| 2  | VIX         | lnvix        | CBOE Volatility Index                    |
| 3  | BTCUSD      | lnbtcusd     | Bitcoin's price (BTC/USD)                |
| 4  | CBPOLID     | lnCBPOLID    | Central Bank Policy Rate (Indonesia)     |
| 5  | CBPOLIN     | lnCBPOLIN    | Central Bank Policy Rate (India)         |
| 6  | CBPOLTR     | lnCBPOLTR    | Central Bank Policy Rate (Türkiye)       |
| 7  | CBPOLZA     | lnCBPOLZA    | Central Bank Policy Rate (S. Africa)     |
| 8  | CBPOLBR     | lnCBPOLBR    | Central Bank Policy Rate (Brazil)        |
| 9  | IDYBOND     | lnidybond    | 10-Year Indonesia Bond Yield (10INY.B)   |
| 10 | INDIABOND   | lnindiabond  | 10-Year India Bond Yield (10INY.B)       |
| 11 | TRYBOND     | lntrybond    | 10-Year Türkiye Bond Yield (10TRY.B)     |
| 12 | ZARBOND     | lnzarbond    | 10-Year S. Africa Bond Yield (10ZAR.B)   |
| 13 | BRAZILBOND  | lnbrazilbond | 10-Year Brazil Bond Yield (10BRY.B)      |
| 14 | USDIDR      | lnusdidr     | Dollar / Indonesian Rupiah Exchange Rate |
| 15 | USDINR      | lnusdinr     | Dollar / Indian Rupee Exchange Rate      |
| 16 | USDTRY      | lnusdtry     | Dollar / Turkish Lira Exchange Rate      |
| 17 | USDZAR      | lnusdzar     | Dollar/ South African Rand Exchange Rate |
| 18 | USDBRL      | lnusdbrl     | Dollar / Brazilian Real Exchange Rate    |

## The Toda-Yamamoto Approach to Granger Causality

Ordinary Granger causality tests for an unconstrained vector autoregression (VAR) relies on the presumption that principal variables are steady, namely I(0). The stability criterion of VAR is deemed to have been violated when the time series follow no stationary pattern. Cointegration ought to be identified when dealing with non-stationary time series; if cointegration is observed,

then the vector error correction model (VECM) should be performed in place of the basic unconstrained VAR. If the series are found to not be integrated at the I(1) level or found to be integrated at different levels, a long-term interaction analysis can fail. Cointegration tests and unit root tests can also result in a loss of power in the series (Ghosh & Kanjilal, 2009).

Furthermore, the employment of difference values can lead to information loss. Toda and Yamamoto (1995) developed a procedure to remove the concerns monitored in the conventional Granger causality test. They employed the modified Wald (MWald) test to restrict the variables of the VAR model's lag length  $k$  variable to the components of the VAR ( $k$ ) system. The unit root test is used to evaluate the variables' maximum integration level ( $d_{max}$ ) in the Toda-Yamamoto approach (TY), and the optimal lag length for the VAR structure is then raised by  $d_{max}$ . Eventually, Granger causality investigation takes place in the VAR ( $k + d_{max}$ ) concept, which ensures the asymptotic distribution of the modified Wald statistic even in the presence of cointegration. As Toda and Yamamoto stated, regardless of if a series is I(0), I(1), or I(2) or cointegrated at any order or not, the modified Wald statistic will remain valid.

As the TY technique only requires the VAR to be at level values, it does produce no loss risk in the information that could be experienced in the difference process. Hence, the TY procedure can be used as another long-term measurement. The TY approach to the Granger causality test involves the prediction of the subsequent models.

$$X_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^{k+d_{max}} \alpha_2 X_{t-i} + \sum_{i=1}^{k+d_{max}} \alpha_3 Y_{t-i} + \eta_1 \quad (1)$$

$$Y_t = \beta_0 + \sum_{i=1}^{k+d_{max}} \beta_2 Y_{t-i} + \sum_{i=1}^{k+d_{max}} \beta_3 X_{t-i} + \eta_2 \quad (2)$$

In these equations,  $X_t$  and  $Y_t$  symbolize the investigated variables. This model requires each variable to be regressed over one another using a set of lags ranging from 1 to  $k + d_{max}$ , where  $\eta_1$  and  $\eta_2$  state the error terms,  $k$  indicates the highest achievable quantity of lags, and  $d$  represents the integration degree of the variables (Bilgehan, 2018).

Having determined the maximal order of integration and the optimal lag length, a VAR model should be constructed with total of  $(k+d_{max})$  lags in their levels. For the first equation involving X, Y does not Granger cause X if the parameter  $\alpha_3 = 0$  for  $i \leq k$ . Similarly for the second equation involving Y, X does not Granger cause Y if the parameter  $\beta_3 = 0$  for  $i \leq k$ .

The significance of the modified Wald statistics in both the hypotheses specify the rejection of the null hypothesis of non-Granger causality from Y to X or vice versa. This states the presence of Granger causality between the variables. Here, note that the additional lags ( $d$ ) are not restricted. When conducting causality tests between integrated variables, Toda and Yamamoto (1995) asserted that their goal is to ensure that the asymptotical critical values can always be applied.

### Unit Root Test

The degree of integration of the variables in the analysis is the initial issue that must be identified in a time series analysis. The augmented Dickey-Fuller (ADF) test and Phillips-Perron (PP) unit root test are used mostly for this aim. As said above, the TY causality test disregards whether the variables have a unit root. Indeed, the unit root test is utilized to identify the maximal stationary degree (stated as  $d_{max}$ ). The ADF test statistic for a time series is represented by the following equation:

$$\Delta Y_t = \varepsilon + \delta Y_{t-1} + \sum_{j=1}^d (a_j \Delta Y_{t-j}) + \beta t + \omega_t \quad (3)$$

where  $\varepsilon$  is the equation's drift term,  $t$  indicates the time trend, and  $d$  is the longest possible lag. The above equation is employed to predict whether  $\delta = 0$  or not. Using  $\delta$ 's accurate estimation divided by the standard error, one can calculate the ADF test statistic. If the Fuller table's critical value is greater than the computed ADF statistic, then Y is considered to be integrated of order zero (i.e., stationary; Bahmani-Oskooee, 1993).

The unit root's **null hypothesis** can be expressed as  $H_0: \delta = 0$  (the series features a unit root) while the alternative hypothesis is represented as  $H_1: \delta \neq 0$  (the series is stationary). The standard unit root tests conducted by Dickey and Fuller (1979, 1981) and Phillips and Perron (1981) should not consider the influence of structural breaks in the time series. However, the majority of time series exhibit structural breaks, which weakens the credibility of the study results.

Zivot and Andrews (1992) later developed a unit root test permitting a single structural break that is defined internally. The Zivot-Andrews test can be used in order to consider the possible structural breaks in a selected series that may give biased results

when traditional tests are applied. In the Zivot and Andrews test, structural breaks are properly considered with regard to intercept, trend, or both. Allowing for one structural break while evaluating the unit root hypothesis may prevent results from being biased in favor of a unit root, and this test may also specify the timing of the structural break.

**Findings**

This study, first found the correlation coefficients to measure the basic relationships among the variables. Table 2 shows the Pearson correlation matrix.

**Table 2. Pearson Correlation Matrix**

|    |            | Pearson Correlation Matrix |       |       |       |       |       |       |       |       |       |       |       |       |      |      |      |      |      |  |
|----|------------|----------------------------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|------|------|------|------|------|--|
|    |            | 1                          | 2     | 3     | 4     | 5     | 6     | 7     | 8     | 9     | 10    | 11    | 12    | 13    | 14   | 15   | 16   | 17   | 18   |  |
| 1  | GOLDUSD    | 1.00                       |       |       |       |       |       |       |       |       |       |       |       |       |      |      |      |      |      |  |
| 2  | VIX        | 0.52                       | 1.00  |       |       |       |       |       |       |       |       |       |       |       |      |      |      |      |      |  |
| 3  | BTCUSD     | 0.71                       | 0.21  | 1.00  |       |       |       |       |       |       |       |       |       |       |      |      |      |      |      |  |
| 4  | CBPOLID    | -0.66                      | -0.12 | -0.80 | 1.00  |       |       |       |       |       |       |       |       |       |      |      |      |      |      |  |
| 5  | CBPOLIN    | -0.94                      | -0.49 | -0.78 | 0.77  | 1.00  |       |       |       |       |       |       |       |       |      |      |      |      |      |  |
| 6  | CBPOLTR    | 0.20                       | 0.09  | 0.55  | -0.08 | -0.20 | 1.00  |       |       |       |       |       |       |       |      |      |      |      |      |  |
| 7  | CBPOLZA    | -0.78                      | -0.59 | -0.41 | 0.41  | 0.78  | -0.02 | 1.00  |       |       |       |       |       |       |      |      |      |      |      |  |
| 8  | CBPOLBR    | -0.90                      | -0.51 | -0.86 | 0.70  | 0.91  | -0.43 | 0.78  | 1.00  |       |       |       |       |       |      |      |      |      |      |  |
| 9  | IDYBOND    | -0.55                      | 0.14  | -0.56 | 0.71  | 0.50  | 0.08  | 0.26  | 0.46  | 1.00  |       |       |       |       |      |      |      |      |      |  |
| 10 | INDIABOND  | -0.81                      | -0.32 | -0.56 | 0.70  | 0.85  | -0.02 | 0.59  | 0.66  | 0.53  | 1.00  |       |       |       |      |      |      |      |      |  |
| 11 | TRYBOND    | 0.30                       | 0.17  | 0.72  | -0.38 | -0.40 | 0.82  | -0.12 | -0.57 | 0.03  | -0.13 | 1.00  |       |       |      |      |      |      |      |  |
| 12 | ZARBOND    | 0.29                       | 0.44  | 0.25  | -0.33 | -0.42 | 0.01  | -0.22 | -0.30 | 0.11  | -0.33 | 0.29  | 1.00  |       |      |      |      |      |      |  |
| 13 | BRAZILBOND | -0.82                      | -0.28 | -0.81 | 0.64  | 0.79  | -0.46 | 0.44  | 0.82  | 0.52  | 0.73  | -0.49 | -0.12 | 1.00  |      |      |      |      |      |  |
| 14 | USDIDR     | 0.46                       | 0.58  | 0.60  | -0.33 | -0.54 | 0.55  | -0.39 | -0.66 | 0.18  | -0.26 | 0.77  | 0.56  | -0.48 | 1.00 |      |      |      |      |  |
| 15 | USDINR     | 0.73                       | 0.61  | 0.64  | -0.44 | -0.78 | 0.52  | -0.56 | -0.78 | -0.02 | -0.57 | 0.64  | 0.56  | -0.68 | 0.79 | 1.00 |      |      |      |  |
| 16 | USDTRY     | 0.79                       | 0.44  | 0.88  | -0.64 | -0.84 | 0.64  | -0.56 | -0.92 | -0.28 | -0.61 | 0.78  | 0.38  | -0.83 | 0.79 | 0.88 | 1.00 |      |      |  |
| 17 | USDZAR     | 0.59                       | 0.60  | 0.35  | -0.25 | -0.65 | 0.19  | -0.47 | -0.52 | 0.10  | -0.55 | 0.37  | 0.74  | -0.42 | 0.61 | 0.82 | 0.61 | 1.00 |      |  |
| 18 | USDBRL     | 0.79                       | 0.68  | 0.62  | -0.45 | -0.86 | 0.34  | -0.78 | -0.84 | -0.09 | -0.61 | 0.51  | 0.54  | -0.59 | 0.75 | 0.89 | 0.83 | 0.81 | 1.00 |  |

The pairwise correlation for the GOLDUSD and BTCUSD indices is practically high and positive. Furthermore, GOLDUSD and BTCUSD have a very high negative correlation with the Central Banks’ policy rates except in Türkiye (CBPOLR). BTCUSD also has a strong positive correlation with the Turkish Lira (USDTR). GOLDUSD and BTCUSD can be said to have a positive correlation with the F5’s exchange rates. These results suggest that Bitcoin and gold demand can be said to be higher in these fragile five countries due to the higher fragility of these countries’ exchange rates.

The table also can show how Türkiye is negatively differentiated from the other F5 countries in terms of correlations regarding interest rate policy. In 2017, while other countries had made changes to their interest rates, the Central Bank of Türkiye kept its interest rate constant for a long time; later faced with the exchange rate crisis in 2018, Türkiye had to increase the interest rate considerably more than other countries. Due to inflationary pressures, a higher interest rate policy was followed in 2019 and 2020 compared to the other F5 countries. Therefore, Türkiye can be said to differ from other countries with regard to interest rate policy. However, these countries can be said to have a generally positive relationship with each other in terms of their currencies. For example, the Indian Rupee (USDINR) exhibits a strong positive correlation with the Turkish Lira (USDTRY, 0.88), the South African Rand (USDZAR, 0.82), the Brazilian Real (USDBRL, 0.89), and the Indonesian Rupiah (USDIDR, 0.79).

When considering the long-term bond yields, both gold and Bitcoin are seen to be negatively correlated with BRAZILBOND and INDIABOND while positively correlated with TRYBOND and ZARBOND.

Table 3 shows the ADF and PP test results. The ADF test results in this table indicate the first differences to appear to have been stationary and the majority of the series to include unit roots. While the Inzarbond, Inusdidr, and Inusdtry series are found to be I(0), namely stationary at level, the unit root is present in each of the other variables and thus are I(1). The Zivot-Andrews unit root test results are presented in Table 4.

According to the Zivot-Andrews test results for Model C (containing intercept and trend) at a significance level of  $p < .05$ , the level value for the Invix, InCBPOLZA and Inusdidr series does not contain a unit root due to the absolute value of the test statistic being greater than the critical value (5.08). These variables are said to be stationary at the level and thus are I(0). While taking the first differences of the other variables, they are seen to become stationary at both levels of significance. Therefore, these other variables are said to be I(1).

The results of the ADF and PP unit root tests, as well as the Zivot-Andrews unit root test which take into account structural

Table 3. ADF and Phillips-Perron Unit Root Test Results

| Variable     | ADF Unit Root Test Results |                                     |                      | Phillips-Perron Unit Root Test Results |                                     |                      |
|--------------|----------------------------|-------------------------------------|----------------------|--|-------------------------------------|----------------------|
|              | <i>p</i> -value at level   | <i>p</i> -value at first difference | Order of integration | <i>p</i> -value at level               | <i>p</i> -value at first difference | Order of integration |
| lngoldusd    | 0.4357                     | 0.01                                | I(1)                 | 0.8384                                 | 0                                   | I(1)                 |
| lnvix        | 0.06871                    | 0.01                                | I(1)                 | <b>0.0018</b>                          | 0                                   | <b>I(0)</b>          |
| lnbtcusd     | 0.6477                     | 0.01                                | I(1)                 | 0.9582                                 | 0                                   | I(1)                 |
| lnCBPOLID    | 0.828                      | 0.01                                | I(1)                 | 0.8404                                 | 0                                   | I(1)                 |
| lnCBPOLIN    | 0.9565                     | 0.01                                | I(1)                 | 0.9618                                 | 0                                   | I(1)                 |
| lnCBPOLTR    | 0.7222                     | 0.01                                | I(1)                 | 0.7472                                 | 0                                   | I(1)                 |
| lnCBPOLZA    | 0.9156                     | 0.01                                | I(1)                 | 0.9925                                 | 0                                   | I(1)                 |
| lnCBPOLBR    | 0.6188                     | 0.04609                             | I(1)                 | 0.9989                                 | 0                                   | I(1)                 |
| lnidybond    | 0.2186                     | 0.01                                | I(1)                 | 0.1441                                 | 0                                   | I(1)                 |
| lnindiabond  | 0.7146                     | 0.01                                | I(1)                 | 0.7048                                 | 0                                   | I(1)                 |
| lntrybond    | 0.3682                     | 0.01                                | I(1)                 | 0.527                                  | 0                                   | I(1)                 |
| lnzarbond    | <b>0.01</b>                | 0.01                                | <b>I(0)</b>          | <b>0.0035</b>                          | 0                                   | <b>I(0)</b>          |
| lnbrazilbond | 0.6233                     | 0.01                                | I(1)                 | 0.6408                                 | 0                                   | I(1)                 |
| lnusdidr     | <b>0.02444</b>             | 0.01                                | <b>I(0)</b>          | 0.0529                                 | 0                                   | I(1)                 |
| lnusdinr     | 0.3646                     | 0.01                                | I(1)                 | 0.5886                                 | 0                                   | I(1)                 |
| lnusdry      | <b>0.03135</b>             | 0.01                                | <b>I(0)</b>          | 0.88                                   | 0                                   | I(1)                 |
| lnusdzar     | 0.3039                     | 0.01                                | I(1)                 | 0.1633                                 | 0                                   | I(1)                 |
| Lnusdbrl     | 0.7098                     | 0.01                                | I(1)                 | 0.8275                                 | 0                                   | I(1)                 |

H<sub>0</sub>: Unit root (individual unit root process) with 5% significance level.

breaks enables one to determine most of the variables to be stationary at the first difference and their highest level of integration to be 1. Consequently, the VAR ( $k + d_{max}$ ) model can measure the maximal degree of integration as  $d_{max} = 1$ .

Table 4. Zivot-Andrews Unit Root Test Results

| Variable     | t-Statistic at level | Break Point | t-Statistic at first difference | Break Point | Order of integration |
|--------------|----------------------|-------------|---------------------------------|-------------|----------------------|
| Lngoldusd    | -3.62                | 22.04.2018  | -18.64                          | 29.03.2020  | I(1)                 |
| lnvix        | <b>-6.25</b>         | 23.02.2020  | -15.44                          | 5.04.2020   | <b>I(0)</b>          |
| lnbtcusd     | -2.67                | 5.08.2018   | -19.95                          | 24.12.2017  | I(1)                 |
| lnCBPOLID    | -4.53                | 10.06.2018  | -5.38                           | 10.06.2018  | I(1)                 |
| lnCBPOLTR    | -4.98                | 17.06.2018  | -17.77                          | 11.08.2019  | I(1)                 |
| lnCBPOLZA    | <b>-6.44</b>         | 5.04.2020   | -9.7                            | 5.04.2020   | <b>I(0)</b>          |
| lnCBPOLBR    | -2.91                | 2.12.2018   | -20.15                          | 5.04.2020   | I(1)                 |
| lnidybond    | -4.05                | 22.04.2018  | -17.99                          | 12.04.2020  | I(1)                 |
| lnindiabond  | -3.87                | 10.09.2017  | -17.2                           | 12.04.2016  | I(1)                 |
| lntrybond    | -3.66                | 6.05.2018   | -11.2                           | 19.05.2019  | I(1)                 |
| lnzarbond    | -4.87                | 19.01.2020  | -20.66                          | 12.04.2020  | I(1)                 |
| lnbrazilbond | -3.33                | 19.05.2019  | -19.22                          | 22.03.2020  | I(1)                 |
| Lnusdidr     | <b>-5.36</b>         | 15.04.2018  | -7.66                           | 16.02.2020  | <b>I(0)</b>          |
| Lnusdinr     | -3.06                | 29.01.2017  | -17.2                           | 14.01.2018  | I(1)                 |
| Lnusdry      | -4.72                | 6.05.2018   | -6.72                           | 30.09.2018  | I(1)                 |
| Lnusdzar     | -3.65                | 1.03.2020   | -18.81                          | 24.01.2016  | I(1)                 |
| Lnusdbrl     | -3.7                 | 28.02.2016  | -17.23                          | 10.07.2016  | I(1)                 |

H<sub>0</sub>: Has a unit root with a structural break in both the intercept and trend  
\*5% Critical Value = -5.08

In order to apply the Toda-Yamamoto (T-Y) procedure, the maximal degree of integration was first determined as  $d_{max} = 1$  after



applying the unit root tests. Secondly, the 2-equation VAR model was set up to contain an intercept in each equation in the levels of the data. Next, the optimal lag length for the VAR ( $k + d_{max}$ ) model can be evaluated in accordance with the different information criteria as shown in Table 5. However, after investigating the residuals and applying the Lagrange multiplier (LM) test for serial independence against the alternative of  $AR(k)/MA(k)$ , for  $k = 1, \dots, 12$ , a serial correlation problem appears.

**Table 5. Lag Order Selection Criteria**

| Lag   | LogL      | LR        | AIC        | SC         | HQ         |
|---|-----------|-----------|------------|------------|------------|
| 0   | 7,001.345 | NA        | -44.4799   | -44.26497  | -44.39402  |
| 1   | 13,505.26 | 12,220.72 | -83.84239  | -79.75866* | -82.21061* |
| 2   | 13,867.38 | 638.9088  | -84.08523  | -76.13269  | -80.90754  |
| 3   | 14,198.2  | 545.7471  | -84.12866  | -72.30733  | -79.40508  |
| 4   | 14,477.05 | 428.0363  | -83.84105  | -68.15092  | -77.57156  |
| 5   | 14,803.63 | 463.8742  | -83.85751  | -64.29858  | -76.04212  |
| 6   | 15,110.01 | 400.0564  | -83.74531  | -60.31758  | -74.38402  |
| 7   | 15,416.99 | 365.6388  | -83.63691  | -56.34037  | -72.72971  |
| 8   | 15,767.17 | 376.942   | -83.80364  | -52.6383   | -71.35054  |
| 9   | 16,218.49 | 434.0714  | -84.61459  | -49.58045  | -70.61559  |
| 10  | 16,699.88 | 407.8015* | -85.61707  | -46.71413  | -70.07217  |
| 11  | 17,160.61 | 337.4796  | -86.48798  | -43.71624  | -69.39718  |
| 12  | 17,750.08 | 364.1944  | -88.17887* | -41.53833  | -69.54217  |
| * indicates lag order selected by the criterion |           |           |            |            |            |

Table 6 shows that this serial correlation could be abolished (at least at the 5% level of significance) by increasing the maximum lag length to  $k = 11$ .

**Table 6. VAR Residual Serial Correlation LM Tests**

| Lags   | LM-Stat         | Probability*  |                |
|--|-----------------|---------------|----------------|
| 1  | 576.6641        | 0             |                |
| 2  | 463.4742        | 0             |                |
| 3  | 391.6024        | 0.0059        |                |
| 4  | 473.6594        | 0             |                |
| 5  | 404.0489        | 0.0016        |                |
| 6  | 453.1946        | 0             |                |
| 7  | 392.2522        | 0.0056        |                |
| 8  | 403.0982        | 0.0018        |                |
| 9  | 412.5801        | 0.0006        |                |
| 10   | 368.1532        | 0.0458        |                |
| <b>11</b>  | <b>365.5343</b> | <b>0.0556</b> | $k_{max} = 11$ |
| 12   | 353.5896        | 0.1241        |                |
| H <sub>0</sub> : no serial correlation at lag order h. *Probabilities from chi-square with 324 degrees of freedom. |                 |               |                |

Figure 1 indicates the estimated model to also be dynamically stable, as any inverse root of the characteristic polynomial linked to the model is located exactly inside the unit circle. As a matter of fact, the VAR model is well specified.

Because  $d_{max} = 1$ , the VAR levels can be re-estimated with an additional lag for each variable in each equation. Rather than reporting the lag interval for all endogenous variables from 1-12 ( $d_{max} + k$ ), the interval at 1-11 can be used, and the additional (i.e., 12th) lag of each variable can be reported as an exogenous variable. In this case, the parameters of such additional lags won't be implicated while dealing with the Wald tests. If the lag interval could be specified as being from 1-12, the coefficients for these twelve lags would later be implicated in the Wald tests, and that is incorrect. Due to the Wald test statistic appearing to lack its

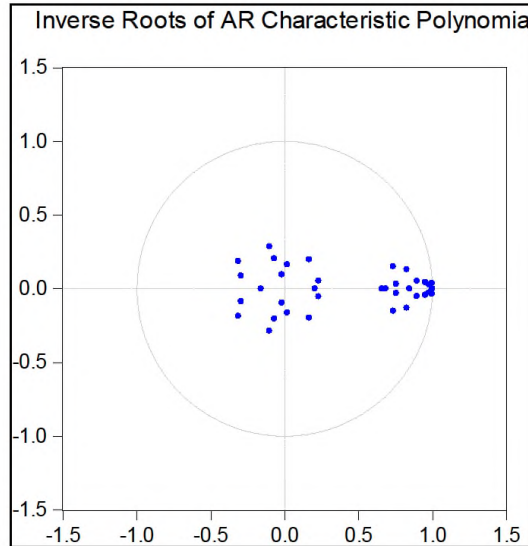


Figure 1. The inverse roots of the AR characteristic equation

ordinary asymptotic chi-square null distribution, all parts of the test have 11 degrees of freedom (i.e.,  $k = 11$ ). The additional 12th lag has not been counted in the tests (Giles, 2011). Ultimately, the Granger non-causality test was undertaken. The findings from the TY causality evaluation are presented in Table 7.

Table 7. Summary of the Causality Test Results

|   |    |            |
|---|----|------------|
| CBPOLID, CBPOLTR, CBPOLZA   | => | GOLDUSD    |
| CBPOLID, CBPOLTR, CBPOLBR, BRAZILBOND, USDIDR, USDTRY, USDBRL                     | => | VIX        |
| VIX, CBPOLZA, TRYBOND, USDIDR, USDTRY   | => | CBPOLIN    |
| CBPOLIN, INDIABOND, TRYBOND, BRAZILBOND, <b>USDTRY</b>                            | => | CBPOLTR    |
| TRYBOND, ZARBOND, BRAZILBOND, USDTRY, USDZAR                                      | => | CBPOLZA    |
| CBPOLZA   | => | CBPOLBR    |
| VIX, BTCUSD, CBPOLZA, <b>TRYBOND</b> , BRAZILBOND, USDIDR, USDINR, USDTRY, USDBRL | => | IDYBOND    |
| GOLDUSD, <b>IDYBOND</b> , INDIABOND, USDIDR                                       | => | TRYBOND    |
| USDIDR  | => | ZARBOND    |
| CBPOLID, CBPOLIN, CBPOLZA, CBPOLBR, TRYBOND, USDINR                               | => | BRAZILBOND |
| GOLDUSD,  | => | USDIDR     |
| VIX, USDIDR, USDZAR   | => | USDINR     |
| <b>CBPOLTR</b>  | => | USDTRY     |
| ZARBOND, USDIDR   | => | USDZAR     |
| <b>Note:</b> => shows causality relationship at the 5% significance level.        |    |            |

None of the variables were found to Granger cause BTCUSD at the 5% level. Only CBPOLTR was found to Granger cause BTCUSD at the 10% level. This result confirms some previous similar studies about Bitcoin. Al-Khazali et al. (2018) discussed Bitcoin as not being strongly interrelated to macro-developments due to Bitcoin returns' low predictability and higher volatility after macroeconomic shocks. According to their study, cryptocurrencies behave more like a risky asset than a safe haven investment tool. For Türkiye, however, Bitcoin may act more as a safe haven asset against interest rates. According to Taskinsoy's (2019) study, cryptocurrencies are known for their highly volatile nature. However, the significant depreciation of the Turkish lira by 87% against the dollar between January 1 and August 2018 surpassed even the most erratic volatilities observed in cryptocurrencies. This situation led to the perception that Bitcoin could be considered a safe haven asset and an effective hedge against exchange rate shocks.

The authors of another research study (Stensås et al., 2019) indicated Bitcoin to act as a hedge for investors in the majority of developing nations. In developed nations and for those investing in commodities, however, Bitcoin served primarily as a diversification tool rather than a hedging instrument.

In addition, none of the variables Granger cause CBPOLID, INDIABOND, or USDBRL at the 5% level. According to Table 7, the central bank policy rates of Indonesia, Türkiye, and South Africa (CBPOLID, CBPOLTR, CBPOLZA) can be said to have an effect on gold prices, although not as much as other global factors. This result parallels those from previous studies suggesting that many financial indicators may exist that determine gold prices, such as interest rates, inflation rates, and the prices of other securities (Ghosh et al., 2004). Investors usually believe that low interest rates cause higher gold prices, because treasury debt loses its advantage over precious metals like gold as an investment when interest rates are quite low, and a higher interest in gold can be seen, which drives prices higher. This article also shows that this condition is true for three countries. This negative relationship is similar to the results found from the correlation matrix in Table 2 except for Türkiye.

A bilateral relationship was also statistically determined to exist between IDYBOND and TRYBOND. In addition, a bilateral relationship was confirmed between the Turkish Lira (USDTRY) and interest rates in Türkiye (CBPOLTR). In the short run, the volatility of USDTRY affects the short-term interest rate of three countries (CBPOLTR, CBPOLIN, CBPOLZA).

INDIABOND, TRYBOND, and BRAZILBOND affect CBPOLTR, while TRYBOND, ZARBOND, and BRAZILBOND affect CBPOLZA. South Africa's interest rate (CBPOLZA) affects the interest rate of India (CBPOLIN) and Brazil (CBPOLBR); it also influences Indonesia's 10-year bond yield as a long-term interest rate (IDYBOND), as well as Brazil's long-term interest rate (BRAZILBOND). Thus, a bilateral causal relationship exists between BRAZILBOND and CBPOLZA.

## Conclusion

A major issue that one must address when investigating the causal relationships among variables is the role of interest and exchange rates. As interest and exchange rates rise, so does the perception of financial risk in emerging markets. As a result, when interest rates and exchange rates change significantly, investors in these countries initiate looking for alternative market opportunities such as gold and Bitcoin. As an outcome, uncovering the relationships between such countries' leading factors is crucial.

As a consequence of this study, some applicable knowledge has been acquired for financiers who want to take advantage of investment opportunities and apply arbitrage transactions between international exchanges. A bilateral relationship was statistically determined to exist between IDYBOND and TRYBOND, between BRAZILBOND and CBPOLZA, and between the Turkish Lira (USDTRY) and Türkiye's interest rate (CBPOLTR). The change in price and volatility of the Turkish lira strongly depends on the Central Bank of the Republic of Türkiye's interest rate decisions. A positive relation was also found to exist between USDTRY and CBPOLTR based on the correlation matrix, contrary to real expectations. However, this result is similar to those in previous studies in the short-run. Namely, Durmus' (2016) study carried out in Türkiye determined a unidirectional causality interrelation between the foreign exchange rate and interest rates. Similarly, Ucan et al. (2014) demonstrated the presence in fragile emerging economies of cointegration between the money supply and the exchange rate, as well as with the short-term interest rate.

VIX is the most significant variable to be affected by seven different variables such as policy rates and different exchange rates while affecting CBPOLIN, IDYBOND, and USDINR. Given the period, USDIDR (Indonesian Rupiah) is the variable with the most effect over the other seven variables while being influenced by only the gold price.

When comparing the exchange rates of the fragile five countries, USDZAR and USDIDR affect only USDINR, while USDIDR affects USDZAR. What's more, not much of a causal relationship was found between the different exchange rates, hence some arbitrage conditions can be found among the five countries' exchange rates. One significant implication of this finding is that opportunities may exist for arbitrage regarding the Turkish Lira and certain currency pairs, indicating potential inefficiencies in the foreign exchange market. This highlights the distinct characteristics and dynamics of Türkiye's exchange rate compared with other F5 countries. Further research and analysis will be needed to understand the specific factors contributing to this divergence and its implications for fragile economies. When looking at the long-term bond yields, a bilateral relationship exists between TRYBOND and IDYBOND, while only a one-way causal relationship could be seen between BRAZILBOND and IDYBOND. In addition, TRYBOND is influenced by INDIABOND while also influencing BRAZILBOND. No causal relationship was found between ZARBOND (S. Africa Bond Yield) and the other countries' bond yields.

As a result of this study, these causal relationships appear to decline as the geographical distance between countries rises. According to this viewpoint, the causality relationship between India and Türkiye is the strongest, whereas the causality relationship between Brazil and Indonesia is the weakest.

Another concluding remark concerns the connection between currency exchange rates and interest rates. Because the F5 are particularly import-dependent countries, their interest rates are influenced by exchange rates. The findings above support the

existence of a causal relationship between interest rates and exchange rates for Türkiye, Indonesia, and South Africa but not for Brazil and India. The findings here are fairly consistent with both conceptual beliefs and the relevant empirical literary works.

In line with Akin and Isikli (2020), this study's findings also indicate the investigated variables of the F5 to be substantially influenced by one another. Essential economic policies should be developed to ensure the permanent stability of exchange rates and interest rate indicators in these countries. To attract foreign investments and lessen the perception of risky countries, F5 countries should also reduce their long-term interest rates gradually while simultaneously ensuring stability with their currencies.

The results from this research have some similarities and differences with regard to the types of relationships in the prior studies carried out by Bilgehan (2018) and Şen et al. (2020). Their findings supported the presence of a cointegrating relationship between interest rates and exchange rates for the case of Brazil, India, and Türkiye but not for Indonesia and South Africa. The underlying cause of the differences could be the influence of time series that involve different periods of time, as well as the various index types that were used for the observations and the different methodologies that were applied. Forthcoming research articles may provide more consistent conclusions for policy makers by testing the results of this research with distinct approaches and by also extending the study with investigations into short- and long-term relations using distinct methods.

**Peer Review:** Externally peer-reviewed.

**Conflict of Interest:** The authors have no conflict of interest to declare.

**Grant Support:** The authors declared that this study has received no financial support.

**Author Contributions:** Conception/Design of study: E.K., A.M.K.; Data Acquisition: A.M.K.; Data Analysis/Interpretation: E.K.; Drafting Manuscript: E.K., A.M.K.; Critical Revision of Manuscript: E.K., A.M.K.; Final Approval and Accountability: E.K., A.M.K.

#### ORCID:

Emin Karataş                      0000-0001-7715-6001  
Ayyüce Memiş Karataş        0000-0002-3429-5666

#### REFERENCES

- Akin, T., & Isikli, E. (2020). The relationship among sovereign credit risk premium, sovereign bonds and currency rates in fragile three countries. *Journal of Business Economics and Finance*, 9(3), 262-273.
- Akkoc, U., & Cıvırcı, I. (2019). Dynamic linkages between strategic commodities and stock market in Turkey: Evidence from SVAR-DCC-GARCH model. *Resources Policy*, 62, 231-239.
- Al-Khazali, O., Elie, B., & Roubaud, D. (2018). The impact of positive and negative macroeconomic news surprises: Gold versus Bitcoin. *Economics Bulletin*, 38(1), 373-382.
- Bahmani-Oskooee, M. (1993). Black market exchange rates versus official exchange rates in testing purchasing power parity: an examination of the Iranian rial. *Applied Economics*, 25(4), 465-472.
- Baur, D.G., Lucey, B.M., 2010. Is gold a hedge or a safe haven? An analysis of stocks, bonds and gold. *Financial Review* 45, 217–229.
- Bayraktar, Y., Eğri T., & Yıldız, F. (2016). A causal relationship between oil prices current account deficit, and economic growth: an empirical analysis from fragile five countries. *Ecoforum Journal*, 5(3).
- Bilgehan, T. (2018). Toda-yamamoto causality between E7 countries stock markets. *Emc review-časopis za ekonomiju*, 16(2).
- Bouri, E., Molnár, P., Azzi, G., Roubaud, D., Hagfors, L., (2017). On the hedge and safe haven properties of Bitcoin: Is it really more than a diversifier? *Finance Research Letters* 20, 192–198.
- Chiang, T.C., Li, J., Yang, S.Y., 2015. Dynamic stock-bond return correlations and financial market uncertainty *Review of Quantitative Finance and Accounting*, 45, 59– 88
- Dickey, D.A., & Fuller, W.A. (1981). Likelihood ratio statistics for autoregressive time series with a unit root. *Econometrica*, 49(1), 1057-1072.
- Durmuş, S. (2016). Seytan üçgeni; faiz, döviz kuru ve enflasyon ilişkisi: Türkiye için ampirik bir analiz. *TURAN-SAM*, 8(23), 427–434.
- Ghosh, S., & Kanjilal, K. (2009). Impact of oil price shocks on macro-economy: Evidence from an oil importing developing country. *Journal of Policy Modelling*.
- Ghosh, Ipak-Levin, Eric J,-MacMillan, Peter-Wright, Robert E (2004), "Gold as an Inflation Hedge?" *Studies in Economics and Finance*, Vol.22, pp.1-25.
- Giles, D. (2011). Testing for Granger causality. Retrieved from <https://davegiles.blogspot.com/2011/04/testing-for-granger-causality.html> Accessed 12 May 2021.
- Gulec, O. M., Cevik, E., & Bahadır, N. (2018). Investigation of the association between Bitcoin and financial indicators. *Journal of the Faculty*

*of Economics and Administrative Sciences*, 7(2), 18-37.

- Korkmaz, Ö. (2018). The relationship between Bitcoin, gold and foreign exchange returns: The case of Turkey. *Turkish Economic Review*, 5(4), 359-374.
- Koçoğlu, Ş., Çevik, Y. E., & Tanrıöven, C. (2016). Efficiency, liquidity and volatility of Bitcoin markets. *Journal of Business Research*, 8(2), 77-97.
- Korap, L. (2008). Exchange rate determination of TL/US \$: a co-integration approach. *Ekonometri ve İstatistik e-Dergisi*, (7), 24-50.
- Mensia, W., Tiwarid, S. H. A. K., & Al-Yahyaee, K. H. (2019). Is there a relationship between MENA stock markets, oil, Bitcoin, gold, and VIX? A Wavelet based dependence-switching copula approach.
- Phillips, P., & Perron, P. (1988). Testing for a unit root in time series regressions. *Biometrika*, 7(2), 345-346. <http://dx.doi.org/10.1093/biomet/75.2.335>
- Sari, R., Hammoudeh, S., & Soytas, U. (2010). Dynamics of oil price, precious metal prices, and exchange rate. *Energy Economics* 32, 351–362.
- Stanley, M. (2013), Global EM Investor Fragile Five, <http://graphics8.nytimes.com/packages/pdf/business/MorganStanleyFragileFive.pdf> Accessed 1 May 2021.
- Stensås, A., Nygaard, M. F., Kyaw, K., & Treepongkaruna, S. (2019). Can Bitcoin be a diversifier, hedge or safe haven tool?. *Cogent Economics & Finance*, 7(1), 1593072.
- Şen, H., Kaya, A., Kaptan, S., & Cömert, M. (2020). Interest rates, inflation, and exchange rates in fragile EMEs: A fresh look at the long-run interrelationships. *The Journal of International Trade & Economic Development*, 29(3), 289-318.
- Taskinsoy, J. (2019). Bitcoin and Turkey: A good match or a perfect storm?. Available at SSRN 3477849.
- Toda, H. Y., & Yamamoto, T. (1995). Statistical inference in vector autoregressions with possibly integrated processes. *Journal of econometrics*, 66(1-2), 225-250.
- Ucan, O., Akin, C. S., & Aytun, C. (2014). Exchange Rate Determination in High Fragile Emerging Countries. *European Scientific Journal*.
- Yildirim, Z. (2016). Global financial conditions and asset markets: Evidence from fragile emerging economies. *Economic Modelling*, 57, 208-220.
- Zivot, E., & Andrews, D. (1992). Further evidence on the great crash, the oil-price shock and the unit-root hypothesis. *Journal of Business Economic Statistics*, 10(3), 251-270. <http://dx.doi.org/10.1080/07350015.1992.10509904>

### How cite this article

Karatas, E., & Memis Karatas, A. (2023). A causal relationship among the financial indicators of bitcoin, gold, and vix: An empirical analysis of the fragile five. *EKOIST Journal of Econometrics and Statistics*, 39, 65-75. <https://doi.org/10.26650/ekoist.2023.39.1271842>

## CO<sub>2</sub> Emisyonlarını Etkileyen Faktörlerin Zamanla Değişen Katsayılı Parametrik Olmayan Panel Veri Modelleri ile Analizi

### Analyzing the Factors Affecting CO<sub>2</sub> Emissions Using Nonparametric Time Varying Coefficient Panel Data Models

Selahattin Güriş<sup>1</sup>  Sevcan Çağlayan<sup>2,3</sup> 

<sup>1</sup>(Prof. Dr.), Marmara Üniversitesi, İktisat Fakültesi, Ekonometri Bölümü, İstanbul, Türkiye

<sup>2</sup>(Arş.Gör.), İstanbul Gedik Üniversitesi, İktisadi, İdari ve Sosyal Bilimler Fakültesi, Uluslararası Ticaret ve Finansman (İngilizce) Bölümü, Türkiye

<sup>3</sup>(Doktora öğrencisi), Marmara Üniversitesi, Sosyal Bilimler Enstitüsü, Ekonometri Doktora Programı, İstanbul, Türkiye

#### ÖZ

İklim değişikliğinin, küresel ısınmanın ve çevresel bozulmanın bir nedeni olarak karbondioksit (CO<sub>2</sub>) emisyonlarından oluşan sera gazları gösterilmektedir. CO<sub>2</sub> yeryüzüne insan faaliyetleri nedeniyle yayılarak genellikle çevreye zarar verir ve iklim değişikliğine veya küresel ısınmaya yol açar. Bu sebeple CO<sub>2</sub> emisyonlarını etkileyen ekonomik ve ekonomik olmayan birçok sosyal faktör araştırmalara konu olmuştur. Ancak çoğu araştırmada CO<sub>2</sub> emisyonları konusunda hem ekonomik büyüme hem de enerji kullanımı gibi ana faktörleri de etkileyen ekonomik belirsizlik dikkate alınmamıştır. Bu çalışmada kişi başına düşen CO<sub>2</sub> emisyonları ve başta ekonomik belirsizlik (dünya belirsizlik indeksi ile ölçülen) olmak üzere diğer değişkenler arasındaki ilişki ele alınmıştır. 14 OECD ülkesinin 2000-2021 yılları arasındaki verileri zamanla değişen katsayılı parametrik olmayan panel veri modeliyle incelenmiştir. Trend fonksiyonları ve parametrik olmayan katsayı fonksiyonları tahmin edilerek doğrusal olmayan sonuçlara ulaşılmıştır. Parametrik olmayan katsayı fonksiyonlarının CO<sub>2</sub> emisyonları üzerinde etkisi zaman içerisinde değişiklik göstermektedir. Sonuçlarımıza göre ele alınan dönem boyunca ekonomik belirsizlik ile CO<sub>2</sub> emisyonları arasında ters yönlü bir ilişki bulunmaktadır ve zaman içerisinde düşüş eğiliminde devam etmektedir. Kişi başına düşen GSYH, nüfus ve yenilenebilir enerjinin parametrik olmayan katsayıları zaman içerisinde negatif ve pozitif olarak değişmektedir. Ticaret 2000'li yıllarında başında anlamsız bir değişken olmasına rağmen 2009-2013 yılları arasında anlamlı bir değişkendir, ancak 2021 yılında etkisi tekrar anlamsızlaşmıştır.

#### ABSTRACT

Carbon dioxide (CO<sub>2</sub>) emissions and other greenhouse gases are one of the reasons for climate change, global warming, and environmental degradation. CO<sub>2</sub> is distributed throughout the Earth's surface by human activity and is often harmful to the environment by causing climate change (i.e., global warming). Therefore, the literature has examined many economic and non-economic social factors that affect CO<sub>2</sub> emissions. However, most studies, have ignored the economic uncertainty regarding CO<sub>2</sub> emissions effects on main factors such as economic growth and energy use. This study, discusses the relationships per capita CO<sub>2</sub> emissions has with other variables, especially economic uncertainty as measured by the World Uncertainty Index. This article examines the relationship by utilizing the data for 14 OECD countries between 2000-2021 using a non-parametric panel data model with time-varying coefficients. By estimating trend functions and nonparametric coefficient functions, the study's results show nonparametric coefficient functions on CO<sub>2</sub> emissions to vary with time. In terms of signs and significance, the nonparametric coefficient function for economic uncertainty had a significant negative effect over the 2000-2021 period. In addition, economic uncertainty sustained a negative impact over time. The signs for nonparametric coefficients regarding GDP per capita, population, and renewable energy were seen to fluctuate, alternating between negative and positive values over time. Although trade was insignificant during the early 2000s, it became a significant variable between 2009-2013, while having no significant sustained effect in 2021.

**Anahtar Kelimeler:** Parametrik olmayan panel veri, zamanla değişen katsayı fonksiyonları, CO<sub>2</sub> Emisyonları

**Keywords:** *nonparametric panel data, time-varying coefficient function, CO<sub>2</sub> emissions*

**Corresponding Author:** Sevcan Çağlayan **E-mail:** sevcan.caglayan@gedik.edu.tr

**Submitted:** 16.08.2023 • **Accepted:** 21.09.2023



This article is licensed under a Creative Commons Attribution-NonCommercial 4.0 International License (CC BY-NC 4.0)

## EXTENDED SUMMARY

Problems such as environmental pollution, climate change, and global warming are among the leading issues that harm the sustainable economic performance of developed and developing countries. The increase in carbon dioxide emissions (CO<sub>2</sub>) and other greenhouse gases is considered one of the reasons for these problems. Greenhouse gases contribute to global warming and change the climate on a global scale. Therefore, factors affecting CO<sub>2</sub> emissions have been investigated, with some policies having been suggested. The literature emphasizes main factors such as growth, population, and energy use for countries or country groups. Income (GDP per capita and economic growth) in particular has significant effects on the environment. The reason for the effects from higher economic growth (i.e., per capita income) is that it increases CO<sub>2</sub> emissions. The environmental Kuznets curve (EKC) has been used to model this effect. Namely, the EKC model shows GDP per capita to have an inverted U-shaped effect on CO<sub>2</sub> emissions. In addition, high population density and energy consumption positively affect emissions. However, economic uncertainty, which affects main factors such as economic growth and energy use, has not been considered with regard to CO<sub>2</sub> emissions. Economic policy uncertainty damages the decisions of countries, firms, and individuals pertaining to renewable energy and energy efficiency, thus leading to a continued dependency on greenhouse gas emissions. Therefore, this study investigates the relationship between the Economic Policy Uncertainty (EPU) and CO<sub>2</sub> emissions.

This study aims to examine the relationship per capita CO<sub>2</sub> emissions have with the as measured by the World Uncertainty Index (WUI), GDP per capita, population, renewable energy consumption, and trade. Because the is only calculated for developed countries, the WUI is also used to measure the index. The annual data of 14 OECD countries between 2000-2021 have been analyzed using a nonparametric panel data model with time-varying coefficients. The model includes trend and coefficient functions, and the local linear dummy variable (LLDVE) method is used to estimate how the functions change over time. First, the time-varying coefficient functions are estimated to explain the relationship between the independent variables and CO<sub>2</sub> emissions. Second, the common trend function is estimated for the whole panel data. Third, the model is extended to include country-specific trend functions. In addition, a cross-country comparison is made by estimating the common trend function and country-specific trend functions for the entire panel data. The study's results show the relationship CO<sub>2</sub> emissions have with other variables in the model change over time.

According to the study's results that were estimated using the LLDVE estimation method, WUI exhibited a significant negative effect on CO<sub>2</sub> emissions from 2000-2021, with the negative impact being ongoing since 2010. Hence, higher WUI reduces CO<sub>2</sub> emissions and vice versa. The effects from per capita GDP and population on CO<sub>2</sub> emissions was found to vary with time. The results show per capita GDP to have significant signs that vary between positive and negative over time. Although per capita GDP had a positive effect from 2000-2013, the impact between 2013-2018 was negative and return to positive after 2018. Similarly, population affected CO<sub>2</sub> emissions both positively and negatively over time and increased CO<sub>2</sub> emissions after 2015 in particular. Renewable energy consumption has a significant negative effect, decreasing CO<sub>2</sub> emissions between 2000-2020. The estimated results on renewable energy confirm the need to use renewable energy and to recommend policies. However, the negative effect became positive in 2020, and whether this effect remains positive over time should be investigated. Finally, no significant relationship was found between CO<sub>2</sub> emissions and trade. In addition to country-specific trend functions, the individual trends of CO<sub>2</sub> emissions for the US, Germany, Canada, and Japan exceed the common trend. This result indicates that countries contribute more to emissions.

## Giriş

İklim değişikliği hem gelişmiş hem de gelişmekte olan ülkelerin sürdürülebilir ekonomik büyümelerine önemli ölçüde zarar vermektedir. İklim değişikliğinin bir nedeni olarak karbondioksit ve diğer sera gazları gösterilmektedir (Wang vd., 2020). Sera gazları; fosil yakıtların yanması, ormansızlaşma ve hava kirliliği gibi birçok çevre sorunuyla birlikte büyük bir problem haline gelmiştir. Antonakakis vd., (2017), bu konudaki endişelerini ekonomik büyümeye yönelik insan ve enerji faaliyetlerinin ilişkili olmasına bağlamıştır. Literatürde Çevresel Kuznets Eğrisi teorisi (EKC) bu bağlantıda yaygın olarak kullanılmaktadır. Grossman ve Krueger (1991) tarafından yorumlanan EKC teorisine göre bir ülkedeki gelir artışı enerji tüketiminde artışa neden olmaktadır. Dolayısıyla bu da kirlilik düzeyinin ve çevresel bozulmanın artmasına sebep olmaktadır. Yapılan bazı araştırmalar bu sonucu doğrularken, kimi araştırmalar gelirdeki artışın enerji tüketiminde ve karbon emisyonlarında azalmaya neden olduğu görüşündedir (Zakarya vd., 2015; Antonakakis vd., 2017).

Çevre kalitesini araştırmak ve çevresel bozulmayı engellemek için CO<sub>2</sub> emisyonlarının ekonomik ve ekonomik olmayan belirleyicileri üzerinde durulmuştur. Ancak ekonomik büyümeyi engellemede ve iklim değişikliğini hızlandırmada ekonomik belirsizlik etkili bir faktör olarak karşımıza çıkmaktadır. Çünkü ekonomik belirsizlik, yenilenebilir enerji ve enerji verimliliği konusunda ülkelerin, firmaların ve bireylerin kararlarında caydırıcı bir etkiye sahiptir. Bu da fosil yakıtlara ve sera gazı emisyonlarına bağlılığın devam etmesine neden olabilmektedir (Huang vd., 2023). Baker, Bloom ve Davis (2016) tarafından ekonomik belirsizliği ölçmek için ekonomik belirsizlik indeksi (EPU) hesaplanmıştır. Bu indeks, "ekonomi", "politika", "belirsiz" ve "belirsizlik" gibi ilgili terimleri içeren gazetelerin haber sıklığına dayanmaktadır. EPU ekonomik varlıkların, politika kararlarının zamanlamasını, içeriğini

ve ekonomik sonuçlarını tahmin edememesini ifade eder ve hem ekonomik büyümede hem de kurumsal yatırımlarda azaltıcı bir etkiye sahiptir (Baker vd., 2020; Gülen ve İon 2016). EPU, CO<sub>2</sub> emisyonlarıyla bağlantılı ekonomik birimlerin kararlarını etkilemekle birlikte, iklim ile ilgili kararlarda önemli etkilere sahiptir. Wang vd., (2020), EPU'nun CO<sub>2</sub> emisyonları üzerindeki etkisini yatırım ve tüketim açısından öne sürerken, Baker vd., (2016) EPU'nun bir yandan tüm ekonomiye zarar verdiğini ve durgunluktan kurtulmayı engellediğini öne sürmektedir. Daha yüksek düzeyde bir belirsizlik, enerjisi yoğun ürünlerin tüketimini sınırlayabilir ve bu da CO<sub>2</sub> emisyonlarında azalmaya yol açtığı gibi daha ucuz ve kirli enerji kullanımı da emisyonlarının artmasına neden olabilir (Jian vd., 2019). Ekonomik ve ekonomik olmayan birçok sosyal faktör incelenmesinden sonra EPU'nun dikkate alındığı bazı çalışmalar yapılmıştır. EPU'daki artışın politikacıların dikkatini sürdürülebilirlik konusundan uzaklaştırması, ekolojik sonuçlar ve politikaları olumsuz bir şekilde etkilediği üzerinde durulmuştur. Diğer yandan EPU'nun kısa dönemde CO<sub>2</sub> emisyonlarını düşürdüğünü ve dolayısıyla ekonomik büyüme ve enerji tüketimini de düşürdüğü savunulmaktadır (Adedoyin ve Zakari 2020). Yapılan çalışmalarda farklı sonuçlar EPU'daki dalgalanmaların çevresel bozulmaları artırıp azaltabileceğini göstermektedir. Ancak EPU ile ilgili literatür çevresel sürdürülebilirlik açısından sınırlıdır. Sonuçlar ARDL, nedensellik ve eşbütünleşme gibi parametrik yöntemler kullanılarak ortaya konulmuştur. Parametrik modellerde, fonksiyonel form hakkında bir ön bilgi olmadığı zaman yanlış tanımlamadan dolayı tahminler sapmalı ve tutarsız olabilmektedir. Aynı zamanda CO<sub>2</sub> ile EPU ve diğer bağımsız değişkenler arasındaki ilişki de zamanla değişebilmektedir. Çevre dostu teknolojik gelişmeler, yapısal değişiklikler çevreyi korumak için hükümet politikalarındaki değişiklikler gibi birçok sebep buna yol açmaktadır.

Çalışmamızda EPU (dünya belirsizlik indeksi ile ölçülen) ve CO<sub>2</sub> emisyonları arasındaki zamanla değişken ilişkinin parametrik olmayan bir şekilde incelenmesi amaçlanmaktadır. Bu konu ile ilgili literatür çevresel sürdürülebilirlik açısından sınırlıdır ve gelişmekte olan ülkeleri kapsamaktadır. Fakat EPU'nun sadece gelişen ülkeler ile sınırlı olmasından dolayı ekonomik belirsizlik indeksinin ölçülmesi için Ahir, Bloom ve Furceri (2022) tarafından hesaplanan dünya belirsizlik indeksi (WUI) kullanılmıştır. Veri seti, gelişmiş ve gelişmekte olan 14 OECD ülkesini ve bu ülkelerin 2000-2021 yılları arasındaki yıllık verilerini kapsamaktadır. Parametrik olmayan tahmin yapmadan verilerimizin parametrik olmayan bir eğilimde olup olmadığını test etmek için parametrik olmayan trend testi uygulanmıştır. Daha sonra trend ve katsayı fonksiyonlarının bulunduğu parametrik olmayan zamanla değişken katsayılı modelimizi tahmin etmek için yerel lineer kukla değişken tahmin yöntemi (LLDVE) kullanılmıştır. LLDVE yöntemi ile hem tüm panel veri için ortak trend fonksiyonu hem de her ülkeye özgü trend fonksiyonları tahmin edilmiştir. Bu sayede ülkelerin ortak trend ve bireysel trend fonksiyonlarındaki farklılıklar karşılaştırılmıştır.

Bu çalışma beş bölümden oluşmaktadır. Giriş bölümünden sonra yer alan bölümlerde literatür, parametrik yöntemler, parametrik olmayan zamanla değişken katsayılı modeller ve LLDVE yöntemine yer verilmiştir. Uygulama bölümünde hem parametrik hem de parametrik olmayan analizlerin sonuçları yer almaktadır ve sonuçlar son bölümde özetlenmiştir.

## Literatür

Literatürde, belirli ülkeler veya ülke grupları için CO<sub>2</sub> emisyonlarını etkileyen ekonomik ve ekonomik olmayan birçok faktör incelenmiş ve daha çok ekonomik büyüme, nüfus yoğunluğu ve enerji değişkenleri modellerde yer almıştır. Bu çalışmalardan, Dong vd., (2018)'e göre nüfus yoğunluğu ve ekonomik büyüme CO<sub>2</sub> emisyonlarını pozitif yönde etkilemektedir. Buna karşın Wang vd., (2019) çalışmalarında ekonomik büyümenin CO<sub>2</sub> emisyonlarını negatif yönde etkilediğini ve ABD'nin CO<sub>2</sub> seviyesinin 2007 ile 2016 yılları arasında %12 oranında azaldığı sonucunu bulmuşlardır. Bunun nedeni enerji verimliliğindeki iyileşmeler, çevre dostu yatırımların artması ve iş gücü verimliliğinin artması, ekonomik büyümenin CO<sub>2</sub> emisyonları üzerindeki olumsuz etkisini arttıran ana faktörler olarak düşünülmektedir. G7 ülkelerinin ele alındığı Uddin vd., (2020), gelir eşitsizliği ile CO<sub>2</sub> arasındaki ilişkiyi parametrik olmayan olarak incelemiştir ve aralarında zamanla değişken hem anlamlı hem de anlamsız bir ilişki bulmuşlardır. Öte yandan ekonomik büyümenin ve gelirin yanı sıra enerji kullanımı da CO<sub>2</sub> emisyonlarını olumlu ve olumsuz bir şekilde etkileyebilmektedir. Cowan (2014) belirli bir zenginlik düzeyine ulaşıldığında, daha temiz enerji kaynaklarının kullanılmasıyla çevresel bozulmanın azaldığını ifade etmiştir. Buna karşılık, Jebli ve Youssef (2017), beş Kuzey Afrika ülkesi için yenilenebilir enerjinin etkilerini Granger nedensellik ve panel eşbütünleşme testleriyle incelemiş ve yenilenemez enerjinin CO<sub>2</sub> emisyonları üzerinde pozitif etkisinin olduğu sonucuna ulaşmışlardır.

Birçok çalışmada ekonomik ve ekonomik olmayan faktörlerin incelenmesinden sonra EPU'nun dikkate alındığı bazı çalışmalar yapılmıştır ve farklı sonuçlar elde edilmiştir. Bu çalışmalardan Jiang vd., (2019), nedensellik analizi yaparak EPU'daki artışın CO<sub>2</sub> emisyonlarını arttırdığı sonucuna ulaşmışlardır. Çünkü EPU'daki bir artış politikacıların dikkatini sürdürülebilirlik konusundan uzaklaştırmakta ve bu da ekolojik sonuçları ve politikaları olumsuz bir şekilde etkilemeye neden olabilmektedir. Yang (2019), EPU'nun petrol fiyatı şoklarını önemli ölçüde etkilediğini ve aralarındaki nedensellik ilişkisinin olduğunu göstermiştir. Sonuçlarına göre daha yüksek EPU seviyesinin neden olduğu tüketici üretimi ve insan ömründeki azalma, CO<sub>2</sub> emisyonlarını kısmen azaltmaktadır. Ancak daha ucuz ve temiz olmayan enerjinin kullanımı CO<sub>2</sub> emisyonlarını arttırmaktadır. Bu sebeple etkilerin belirsiz olduğu ifade edilmiştir. Wang vd., (2020) çalışmalarında ARDL yöntemini kullanarak EPU'daki (WUI ile ölçülen) artışın CO<sub>2</sub> emisyonlarında artışa neden olduğunu bulmuşlardır. Ulucak ve Khan (2020) dinamik ARDL yaklaşımı ile EPU'daki artışların çevre kalitesini olumsuz yönde etkilediğini tespit etmişlerdir. Benzer şekilde Adams vd., (2020) ve Danish vd., (2020)



EPU'nun CO<sub>2</sub> emisyonlarını arttırdığına dikkat çekmişlerdir. Ancak Adedoyin ve Zakari (2020), Birleşik Krallık için yaptığı çalışmada, EPU'nun kısa dönemde CO<sub>2</sub> emisyonlarını düşürdüğünü ve dolayısıyla ekonomik büyüme ve enerji tüketimini de düşürdüğü sonucuna varmışlardır. Pirgaip ve Dincergok (2020), G7 ülkelerinde EPU ile enerji tüketimi ve CO<sub>2</sub> emisyonları arasındaki ilişkiyi Granger nedensellik analizi ile incelemişlerdir. Çalışmalarının sonucunda EPU'nun enerji tasarrufu ve emisyon azaltımı üzerinde olumsuz etkileri olduğu sonucuna ulaşmışlardır. Anser vd., (2021) tarafından yapılan bir çalışmada da havuzlanmış grup ortalamalı ARDL yaklaşımı kullanılmıştır ve EPU'nun CO<sub>2</sub> emisyonlarını arttırdığı sonucuna ulaşılmıştır. Çin'in ele alındığı bir çalışmada Azka ve Eyüp (2021), EPU'nun CO<sub>2</sub> emisyonları üzerinde olumlu bir ekonomik etkiye sahip olduğunu ifade etmişlerdir. Syed ve Bouri (2022)'de ARDL yöntemini kullanılarak EPU'nun (WUI ile ölçülen), ABD'deki CO<sub>2</sub> emisyonları üzerindeki etkis incelenmiştir. Sonuçlarına göre, EPU'nun kısa vadede CO<sub>2</sub> emisyonlarını yoğunlaştırdığını gösterilmektedir, bu da yüksek EPU'nun kısa vadede çevresel bozulmayı pozitif etkilediği anlamına gelmektedir. Yapılan çalışmalarda farklı sonuçlar EPU'daki dalgalanmaların çevresel bozulmaları artırıp azaltabileceğini göstermektedir.

### Metodoloji

Çalışmada parametrik ve parametrik olmayan yöntemler kullanılmıştır.

### Parametrik Yöntem

Uygulamada parametrik yatay kesit bağımlılığı ve durağanlık testi kullanılmıştır.

### Yatay Kesit Bağımlılığı ve Durağanlık Testi

Birimler arasında yatay kesit bağımlılığının (CSD) olup olmadığını test etmek için Pesaran (2004) CD testi kullanılmaktadır. CD test istatistiği,

$$CD = \sqrt{\frac{2T}{N(N-1)}} \left( \sum_{i=1}^{N-1} \sum_{j=i+1}^N \hat{\rho}_{ij} \right) \quad (1)$$

$$\hat{\rho}_{ij} = \hat{\rho}_{ji} = \frac{\sum_{t=1}^T \hat{u}_{it} \hat{u}_{jt}}{\left( \sum_{t=1}^T \hat{u}_{it}^2 \right)^{1/2} \left( \sum_{t=1}^T \hat{u}_{jt}^2 \right)^{1/2}} \quad (2)$$

olarak gösterilir. Burada  $\hat{\rho}_{ij}$ , artıkların korelasyonunun örnek tahminini göstermektedir. CD testinin sıfır hipotezi altında, hata terimlerinin tesadüfi, bağımsız ve benzer bir şekilde dağıldığı (i.i.d.) dağıldığı varsayılır. Alternatif hipotez altında ise hata terimleri birimler arasında ilişkilendirilir ve bu yatay kesit bağımlılığını ifade eder (De Hoyos ve Sarafidis 2006, s.485). CD testinin sonucuna göre değişkenlerin durağanlıklarının inceleneceği panel birim kök testi uygulanmasına karar verilmektedir. H<sub>0</sub> hipotezi reddedilmezse birinci nesil birim kök testleri, H<sub>0</sub> hipotezi reddedilirse ikinci nesil birim kök testleri kullanılmaktadır.

İkinci nesil birim kök testleri, panel birimleri arasında korelasyon olması durumunda ortaya çıkabilecek sapmayı belirlemek için geliştirilen testlerdir. Bu testlerde yatay kesit bağımlılığı göz önüne alınarak durağanlık incelenir. Dolayısıyla öncelikle birimler arasında yatay kesit bağımlılığının olup olmadığı test edilmelidir (Şak, 2015, s.221). Çalışmada Pesaran'ın (2007) tarafından önerilen panel birim kök testi kullanılmıştır. Bu test, Pesaran (2003)'te önerilen IPS testinin yatay kesit bağımlılığı durumunda uygulanması için güçlendirilmiştir.<sup>1</sup>

### Parametrik Olmayan Yöntem

Uygulamada zamanla değişen katsayılı parametrik olmayan panel veri modeli tahmin edilmiştir.

### Zamanla Değişen Katsayılı Parametrik Olmayan Panel Veri Modeli

Sabit etkili ve parametrik olmayan trende sahip zamanla değişen katsayılı panel veri modeli,

$$Y_{it} = f_t + \sum_{j=1}^d \beta_{t,j} X_{it,j} + \alpha_i + e_{it}$$

$$= f_t + \beta_t X_{it}^T + \alpha_i + e_{it}, i = 1, \dots, N; t = 1, \dots, T \quad (3)$$

<sup>1</sup> Panel veri modellerinde birim kök testi yaparken yapısal kırılma dikkate alınması durumunda kırılmalı panel birim kök testleri kullanılmaktadır ve Perron (1989) ile başlamaktadır (Gürüş, 2015, s.281).

olarak ifade edilmiştir. Bu modelde  $Y_{it}$  bağımlı değişken,  $X_{it} = (X_{it,1}, \dots, X_{it,d})^T$  bağımsız değişkenler vektörü,  $\beta_t = \beta\left(\frac{t}{T}\right) = (\beta_{t,1}, \dots, \beta_{t,d})$  bilinmeyen zamanla değişen katsayılar vektörü ve  $f_t = f\left(\frac{t}{T}\right)$  her ülkeye özgü bilinmeyen trend fonksiyonudur.  $\alpha_i$  bilinmeyen birim etkisini ve  $e_{it}$  her  $i$  için durağan hata terimini göstermektedir. Modelde  $\alpha_i$  ve  $X_{it}$  ilişkilidir ve bu nedenle model 3 sabit etkili model, ancak  $\alpha_i$  ve  $X_{it}$  ilişkisiz ise rassal etkili model olarak adlandırılmaktadır. Bu nedenle tanımlama amacıyla  $\sum_{i=1}^N \alpha_i = 0$  olduğu varsayılmaktadır (Li, Chen, ve Gao, 2011, s.388).

Parametrik olmayan, sabit etkili ve zamanla değişen katsayılı bir panel veri modelini tahmin etmek için ortalama yerel doğrusal tahmin ve yerel doğrusal kukla değişken (LLDVE) tahmin yöntemi önerilmiştir. Bu yöntemlerin asimtotik dağılımlarına göre ortalamaya yakınsama oranları farklılık göstermektedir. Ortalama yerel doğrusal tahmininde  $\beta(\cdot)$ , ortalama tahminine  $Th^{-1/2}$  oranında yakınsarken, LLDVE tahmininde  $f(\cdot)$  ve  $\beta(\cdot)$ , ortalamaya  $NHt^{-1/2}$  oranında yakınsamaktadır. Dolayısıyla asimtotik dağılımları göz önüne alındığında LLDVE tahmini ortalamaya daha hızlı yakınsamaktadır ve daha etkin  $\beta(\cdot)$  katsayıları için tercih edilmektedir.

Trend fonksiyonlarını ve zamanla değişen katsayıları tahmin etmek için Li vd., (2011) tarafından önerilen (LLDVE) tahmin yöntemi matris formatında aşağıdaki gibi gösterilir:

$$Y = f + \beta(X, \beta) + D_a + e \quad (4)$$

$$Y = (Y_1^T, Y_2^T, \dots, Y_N^T)^T \quad Y_i = (Y_{i1}, Y_{i2}, \dots, Y_{iT})^T$$

$$e = (e_1^T, e_2^T, \dots, e_N^T)^T \quad e_i = (e_{i1}, e_{i2}, \dots, e_{iT})^T, \quad i = 1, 2, \dots, N$$

$$f = I_N \otimes (f_1, f_2, \dots, f_T)^T$$

$$\beta(X, \beta) = (X_{11}^T \beta_1, \dots, X_{1T}^T \beta_T, \dots, X_{N1}^T \beta_1, \dots, X_{NT}^T \beta_T)^T$$

$$a = (a_1, a_2, \dots, a_N)^T$$

$$D = I_N \otimes I_T$$

Burada  $I_k$ ,  $k \times 1$  boyutlu vektördür ve  $\otimes$ , Kronecker işlevidir.  $\sum_{i=1}^N a_i = 0$  olarak varsayıldığı için denklem 4 aşağıdaki gibi değiştirip yazılır.

$$Y = f + \beta(X, \beta) + D * a * e \quad (5)$$

Burada  $a = (a_1, \dots, a_N)^T$  ve  $D * a * e = (-I_{N-1}, I_{N-1})^T \otimes I_T$  şeklinde ifade edilmektedir. Aynı zamanda  $t = 1, 2, \dots, T$  için  $f_t$  ve  $\beta_t$  aşağıda gösterildiği gibidir:

$$f_t = f\left(\frac{t}{T}\right) \text{ ve } \beta_t = (\beta_1\left(\frac{t}{T}\right), \beta_2\left(\frac{t}{T}\right), \dots, \beta_d\left(\frac{t}{T}\right))^T \quad (6)$$

$\tau$  ise  $\tau = t/T \in (0, 1]$  şeklinde bilinmeyen düzgün fonksiyonları göstermektedir (Silvapulle vd. 2017, s. 258).

LLDVE tahmininde bant genişliği seçimi için Sun vd. (2009) ve Silvapulle vd. (2017) tarafından leave one unit out çapraz doğrulama yöntemi kullanılmaktadır. Bu yöntemde, optimal bant genişliği aşağıda gösterildiği gibi otomatik olarak seçilmektedir.

$$\hat{h}_{opt} = \mathop{\text{argmin}} \left\{ \left( Y - \hat{f}_{(-)} - B(X, \hat{\beta}_{(-)}) \right)^T M_D^T M_D \left( Y - \hat{f}_{(-)} - B(X, \hat{\beta}_{(-)}) \right) \right\} \quad (7)$$

Bant genişliği seçiminden sonra zamanla değişen ortak trend fonksiyonun ve katsayı fonksiyonlarının tahmininde güven aralıklarının elde etmede Wu (1986), Mammen (1993) ve Silvapulle vd., (2017) tarafından önerilen bootstrap yöntemi kullanılmaktadır. Bu yöntem dört adımdan oluşmaktadır:

1. İlk adımda trendsiz artıklar  $\hat{\varepsilon}_{it} = \hat{e}_{it} - \hat{m}_i(\tau; b)$  hesaplanır.

Burada  $i=1,2,\dots,N$  için  $\hat{\varepsilon}_i^* = (\hat{\varepsilon}_{1t}, \dots, \hat{\varepsilon}_{Nt})$  ve  $\hat{\varepsilon}_{it} = Y_{it} - f\left(\frac{1}{T}\right) - X_{it}^T - \hat{a}_i$  olarak gösterilmektedir.

2. İkinci adımda  $k$ 'nın  $1, \dots, T$  arasından rassal seçildiği trendsiz artıklar  $\hat{\varepsilon}_i^* = \hat{\varepsilon}_k$  yeniden örneklendirilir ve  $Y_{it}^*$  ile  $Y_{it}$ 'in bootstrap bir örneği oluşturulur.

$$Y_{it}^* = \hat{f}\left(\frac{1}{T}\right) + X_{it}^T \hat{\beta}_i + \hat{a}_i + \hat{m}_i(\tau; b) + \hat{\varepsilon}_i^*$$

3. Üçüncü adımda  $Y_{it}^*$  ve  $X_{it}$  bootstrap örneği kullanılarak zamanla değişen ortak trend fonksiyonu  $\hat{f}^*$ , katsayılar fonksiyonu  $\hat{\beta}_i^*$  ve her ülkeye özgü trend fonksiyonları  $m_i^*\left(\frac{t}{T}\right)$  LLDVE yöntemi ile tahmin edilir.

4. Son adımda %90 güven aralığını, ortak trend ve katsayı fonksiyonlarını tahmin etmek için ikinci ve üçüncü adımlar 1000 kez tekrarlanır (Uddin vd. 2020, s.3-4), (Hailemariam vd. 2019, s.41-42).

### Parametrik Olmayan Trend Testi

LLDVE yönteminin uygulanmasından önce her değişkenimizde doğrusal olmayan eğilimlerin olup olmadığının tespit edilmesi gerekmektedir. Bunun için Mann (1945) tarafından önerilen ve daha sonra Kendall (1975) tarafından ele alınan Maan Kendal (MK) parametrik olmayan trend testi kullanılmaktadır. MK testinde normal dağılım gerekmemektedir ve testte veriler ani kırılmalara karşı dirençli durumdadır. Bu nedenle test, doğrusal veya doğrusal olmayan bir trendin tespit edilmesinde yaygın olarak kullanılmaktadır.

MK testinde sıfır hipotezi verilerin tesadüfi, bağımsız ve benzer bir şekilde dağıldığını (i.i.d.) ve monotonik bir trendin olmadığını gösterirken, alternatif hipotez monoton bir eğilim yani trendin varlığını göstermektedir. Alternatif hipotezde monotonluk parametrik olmayan bir eğilimi göstermektedir ve sıfır hipotezine karşı üç alternatif bulunmaktadır.

$H_0$  : monotonik bir trend yoktur.

$H_a(i)$ : yukarı doğru monotonik bir trend

$H_a(ii)$ : aşağı doğru monotonik bir trend

$H_a(iii)$ : yukarı doğru monotonik bir trend veya yukarı doğru monotonik bir trend

Zaman serisi  $x$  için MK test istatistiği  $S$  aşağıda verilmiştir:

$$S = \sum_{k=1}^{n-1} \sum_{i=k+1}^n \text{sign}(x_i - x_k) \quad (8)$$

Burada  $n$  serinin uzunluğunu gösterirken,  $x_k$  ve  $x_i$  sıralı verilerin iki genel değerini göstermektedir. Test istatistiğinde yer alan  $\text{sign}(x_i - x_k)$ ,

$$\begin{cases} x_i - x_k > 0 & ise & 1 \\ x_i - x_k = 0 & ise & 0 \\ x_i - x_k < 0 & ise & -1 \end{cases} \quad (9)$$

olarak tanımlanmıştır.  $S$  test istatistiği, analiz edilen zaman serilerinde bulunan pozitif farkların sayısı ile negatif farkların sayısı arasındaki farkı temsil eder.  $S$  için büyük pozitif bir değer artan trendi gösterirken, küçük negatif bir değer azalan trendi göstermektedir.  $S$ 'nin ortalaması  $E[S] = 0$ 'dır ve  $Z$  dönüşümü ile yaklaşık bir normal dağılıma sahip olur.

### Veri Seti ve Tahmin Sonuçları

Uygulama ile ilgili açıklamalar bu bölümde yer almaktadır.

#### Veri Seti

Bu çalışmada; Almanya, Amerika Birleşik Devletleri, Birleşik Krallık, Fransa, İtalya, Japonya, Kanada, Macaristan, Meksika, Polonya, Portekiz, Slovakya, Türkiye ve Yunanistan'dan oluşan 14 ülkenin 2000-2021 yılları arasındaki yıllık verileri kullanılmıştır. Bu ülkeler, OECD ülkeleri içerisindeki insanı gelişmişlik indeksi en yüksek ve en düşük olan seçilmiş gelişmiş ve gelişmekte olan ülkelerdir. Eksik veriye sahip olan ülkeler analize dahil edilmemiş ve aynı zamanda hem katsayı hem de trend fonksiyonlarının

tahmin edilebilmesi ülkeler seçilmiştir. Analiz sonuçlarında göre gelişmiş ve gelişmekte olan ülkeler karşılaştırılacaktır. Modelde bağımlı değişken kişi başına düşen CO<sub>2</sub> emisyonudur. Bağımsız değişkenler; ekonomik politik belirsizlik indeksi (dünya belirsizlik indeksi ile ölçülen), kişi başına düşen GSYH, nüfus, yenilenebilir enerji tüketimi ve ticarettir. Değişkenlere ilişkin ayrıntılı bilgi Tablo 1’de gösterilmektedir.

**Tablo 1. Değişkenlerin Tanımları**

| Değişken        | Tanım   | Kaynak                    |
|-----------------|---|---------------------------|
| CO <sub>2</sub> | Kişi başına karbondioksit (CO <sub>2</sub> ) emisyonları (kişi başına metrik ton) | Dünya Bankası             |
| WUI             | Dünya Belirsizlik İndeksi   | worlduncertaintyindex.com |
| GSYH            | Kişi başına düşen GSYİH (ABD \$)  | Dünya Bankası             |
| Nüfus           | Toplam nüfus  | Dünya Bankası             |
| Ticaret         | Ticaret (% GSYİH)   | Dünya Bankası             |
| Yenenerji       | Yenilenebilir enerji tüketimi (toplam enerji tüketimi %)                          | Dünya Bankası             |

Not: Dünya belirsizlik indeksi 143 ülke için Economist Intelligence Unit (EIU) ülke raporları kullanılarak, ağırlıklı hareketli ortalama şeklinde hesaplanmaktadır. İndeksin bu versiyonu ülke düzeyindeki veriler için tercih edilen ölçümdür. Detaylı bilgi için bkz. (Ahir, H, N Bloom, and D Furceri (2022), “World Uncertainty Index”, NBER Working Paper.)

WUI için yıllık veriler için dört çeyreğin ortalaması alınmıştır.

Analizde tüm değişkenlerin logaritması alınmıştır.

Tüm değişkenlerde Dünya Bankası verileri kullanılırken, WUI için Ahir, Bloom ve Furceri (2022) tarafından hesaplanan indeks kullanılmıştır. İndeks, gelişmiş ve gelişmekte olan 143 ülkeyi kapsamaktadır. 3 ayda bir <https://worlduncertaintyindex.com/> web sitesinde güncellenmektedir ve kısa ve uzun vadeli ekonomik ve politik gelişmeler ile ilgili belirsizliği kapsamaktadır. İndeksi oluşturmada genel yaklaşım, EIU ülke raporlarındaki belirsiz, belirsizlik ve belirsizlikler gibi türev kelimelerin kaç kez tekrarlandığını sayarak, özellikle gazete arşivlerini kullanarak metin arama yöntemiyle bir ölçüm yapmaktır.

### Yatay Kesit Bağımlılığı ve Durağanlık Testi Sonuçları

Uygulamada yer alan ülkeler arasında yatay kesit bağımlılığını test etmek için Pesaran (2004) tarafından önerilen CD testi kullanılmıştır. Testte sıfır hipotezi ülkeler arasında yatay kesit bağımlılığının olmadığını, alternatif hipotez ülkeler arasında yatay kesit bağımlılığını göstermektedir. Pesaran (2004) testi sonuçları aşağıdadır.

**Tablo 2. Pesaran (2004) Yatay Kesit Bağımlılığı Testi**

| Değişken          | CD-test | P-değeri | Corr | abs(corr) |
|-------------------|---------|----------|------|-----------|
| LnCO <sub>2</sub> | 22.50   | 0.00     | 0.50 | 0.69      |
| LnWUI             | 10.42   | 0.00     | 0.23 | 0.31      |
| LnGSYH            | 16.86   | 0.00     | 0.38 | 0.60      |
| Lnnüfus           | 1.96    | 0.04     | 0.04 | 0.69      |
| Lnticaret         | 26.71   | 0.00     | 0.60 | 0.71      |
| Lnyenenerji       | 21.18   | 0.00     | 0.47 | 0.76      |

Tablo 2’deki CD test sonuçlarına göre %1 anlam düzeyinde (p olasılık değerleri 0.000 ile) sıfır hipotezi reddedilmektedir. Dolayısıyla ülkeler arasında yatay kesit bağımlılığı söz konusudur ve ikinci nesil birim kök testleri kullanılmalıdır.

Değişkenlerin durağanlığını test etmek için Pesaran (2007) tarafından önerilen IPS testinin yatay kesit bağımlılığı durumunda düzeltilmiş versiyonu CIPS kullanılmaktadır. Bu testte sıfır hipotezi birim kökün varlığını, alternatif hipotez ise durağanlığı ifade etmektedir. CIPS testi sonuçları tablo 3’te görülmektedir.

Test istatistiği sonuçlarına göre CO<sub>2</sub> emisyonları, kişi başına düşen GSYH, ticaret ve yenilenebilir enerji tüketimi değişkenleri ilk farkı alındıktan sonra sıfır hipotezi reddedilmektedir ve durağanlaşmaktadır. WUI değişkeni düzeyde durağanken, ticaret değişkeni ikinci fark ile durağan hale gelmiştir.

Tablo 3. Pesaran (2007) Panel Birim Kök Testi

| Değişkenler                 | CIPS test istatistiği | Kritik Değerler |       |       |
|-----------------------------|-----------------------|-----------------|-------|-------|
|                             |                       | %10             | %5    | %1    |
| $\Delta \text{LnCO}_2$      | -4.64                 | -2.14           | -2.25 | -2.45 |
| $\text{LnWUI}$              | -3.46                 | -2.14           | -2.25 | -2.45 |
| $\Delta \text{LnGSYH}$      | -3.94                 | -2.14           | -2.25 | -2.45 |
| $\Delta^2 \text{Lnnüfus}$   | -3.59                 | 2.14            | -2.25 | -2.45 |
| $\Delta \text{Lnticaret}$   | -3.63                 | 2.14            | -2.25 | -2.45 |
| $\Delta \text{Lnyenenerji}$ | -4.60                 | 2.14            | -2.25 | -2.45 |

### Parametrik Olmayan Trend Testi Sonuçları

LLDVE yapılmadan önce değişkenlerin parametrik olmayan eğilimlerini doğrulamak için Mann Kendall (MK) testi yapılmaktadır. MK testinin sonuçları tablo 4'te görülmektedir.

Tablo 4. Parametrik olmayan bireysel ve küresel trend testi

| Ülkeler          | $\text{LnCO}_2$ | $\text{LnWUI}$ | $\text{LnGSYH}$ | $\text{Lnnüfus}$ | $\text{Lnticaret}$ | $\text{Lnyenenerji}$ |
|------------------|-----------------|----------------|-----------------|------------------|--------------------|----------------------|
| ABD              | -5.86*          | 1.18           | 6.31*           | 6.48*            | 1.24               | 6.03*                |
| Almanya          | -5.35*          | 2.59*          | 4.73*           | 0.73             | 4.85*              | 6.20*                |
| Fransa           | -5.63*          | 1.24           | 2.93*           | 6.48*            | 4.11*              | 5.10*                |
| İtalya           | -5.07*          | 2.03**         | 1.57            | 4.51*            | 4.34*              | 5.80*                |
| Birleşik Krallık | -5.92*          | 4.79*          | 2.31**          | 6.48*            | 3.72*              | 6.14*                |
| Japonya          | -2.08           | -0.17          | 2.03**          | -2.51**          | 4.56*              | 6.09*                |
| Kanada           | -4.23*          | 1.01           | 3.33*           | 6.49*            | -3.33*             | 2.68*                |
| Yunanistan       | -4.85*          | 2.01**         | -0.34           | -2.03**          | 4.45*              | 5.67*                |
| Polonya          | -0.11           | 1.75***        | 5.30*           | -6.03*           | 5.97*              | 5.68*                |
| Portekiz         | -4.90*          | 1.97**         | 3.38*           | -1.63            | 4.62*              | 4.09*                |
| Macaristan       | -3.44*          | 0.73           | 4.73*           | -6.48*           | 3.10*              | 3.41*                |
| Türkiye          | -5.24*          | 1.13           | 2.65*           | 6.48*            | 3.94*              | -3.04*               |
| Meksika          | 1.75***         | 1.86***        | 3.10*           | 6.49*            | 5.75*              | -1.41                |
| Slovenya         | -4.79*          | 0.01           | 4.96*           | 6.48*            | 5.01*              | 5.84*                |
| <i>Küresel</i>   | <i>-4.78*</i>   | <i>3.50*</i>   | <i>6.32*</i>    | <i>6.37*</i>     | <i>4.92*</i>       | <i>5.76*</i>         |

Anlamlılık düzeyleri sırasıyla \* $p < 0.01$ , \*\*  $p < 0.05$  ve \*\*\*  $p < 0.10$  şeklindedir.

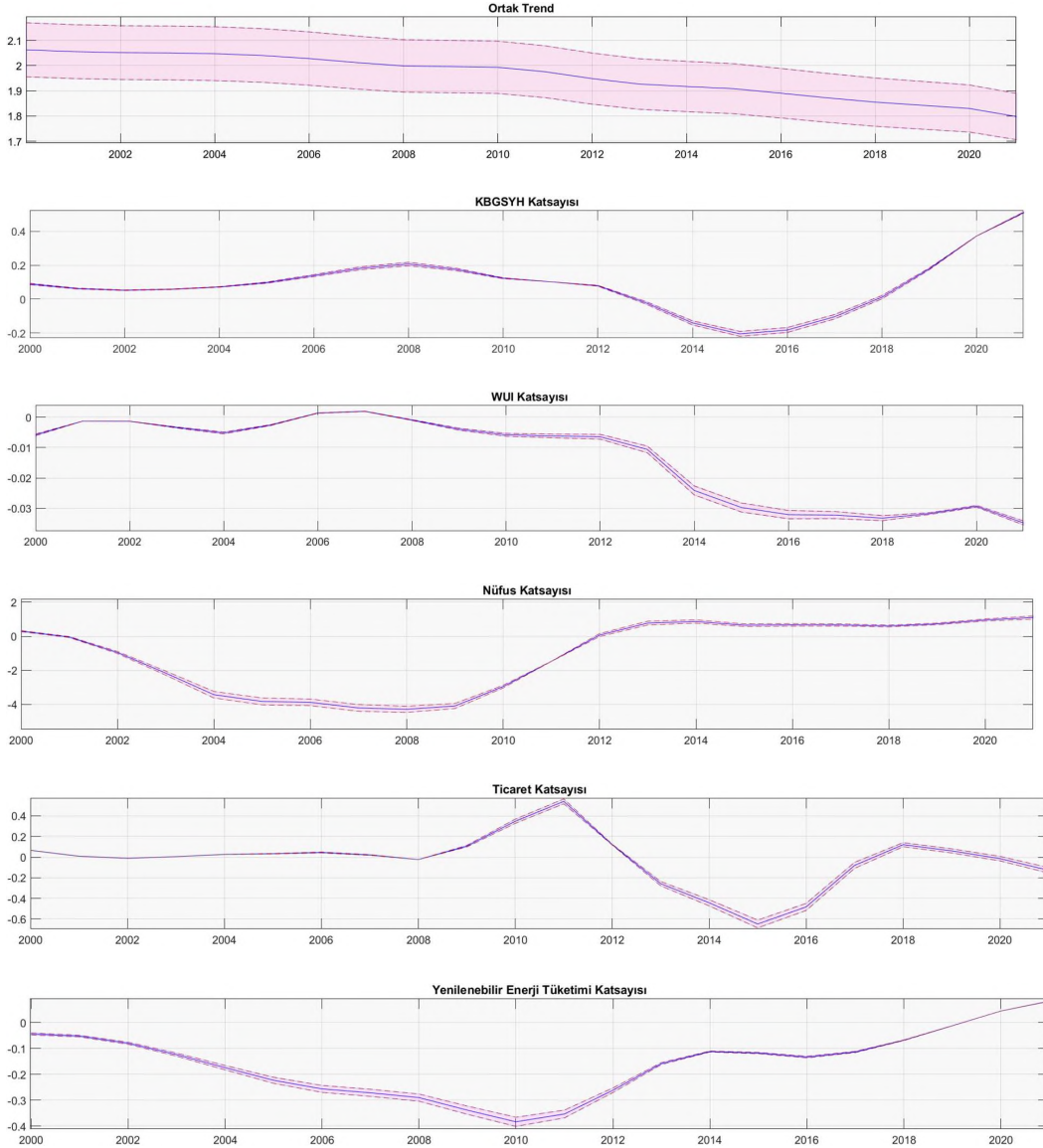
Kişi başına düşen CO<sub>2</sub> emisyon değişkeni %1 anlam düzeyinde negatif küresel trende sahiptir. Polonya dışında her bir ülkede %1, %5 ve %10 anlam düzeylerinde trend negatiftir. Kişi başına düşen GYSH tüm ülke grubu için küresel bir trende sahipken, Yunanistan ve İtalya hariç diğer ülkelerde pozitif yönlü anlamlı bir eğilim sergilemektedir.

WUI küresel olarak %1 anlamlılık düzeyinde pozitif bir trende sahiptir. Bunun yanı sıra Almanya (%1 düzeyinde), İtalya (%5 düzeyinde), İngiltere (%1 düzeyinde), Yunanistan (%5 düzeyinde), Polonya (%10 düzeyinde), Portekiz (%5 düzeyinde), Meksika (%10 düzeyinde) pozitif eğilimler göstermektedir. Ancak Amerika Birleşik Devletleri, Fransa, Japonya, Kanada, Türkiye, Macaristan, Slovenya için trend anlamsızdır.

Ticaret değişkeni, Amerika Birleşik Devletleri hariç tüm ülkelerin genelinde %1 anlam düzeyinde pozitif bir trende sahiptir. Buna karşın, sadece Kanada için %1 anlam düzeyinde trend negatiftir. Benzer şekilde, nüfusun, %1 anlam düzeyinde pozitif küresel trendi vardır. Almanya ve Portekiz dışında diğer ülkelerde ise %1 ve %5 anlam düzeyinde pozitif trend söz konusudur. Meksika dışında yenilenebilir enerji tüketimi, anlamlı negatif ve pozitif eğilimdedir. MK test istatistiği sonuçlarına göre tüm serilerimizin trend varlığı doğrulanmaktadır. Buna göre ortak trend ( $f_t$ ), trend fonksiyonları ve zamanla değişen katsayılar  $\beta$ 'yı tahmin etmek için yerel doğrusal kukla değişken tahmini (LLDVE) yapılabilmektedir.

### Yerel Doğrusal Kukla Değişken Tahmin (LLDVE) Sonuçları

LLDVE yöntemi kullanılarak elde edilen sonuçlar, Şekil 1’de görülmektedir. Elde edilen bu sonuçlar 14 OECD ülkesinin zamanla değişen katsayı fonksiyonlarının %90 güven aralığında tahminini göstermektedir. Parametrik tahminlerin aksine, parametrik olmayan panel veri tahmininde 2000-2021 yılları arasında zamana göre değişen ilişki yakalanmaktadır.



Şekil 1. Ortak trend ve zamanla değişen katsayıların yerel doğrusal kukla değişken tahmini

Şekil 1’e göre kişi başına düşen GSYH ile CO<sub>2</sub> emisyonları arasında doğrusal olmayan bir ilişki bulunmaktadır. Bu ilişki 2000’den 2013 yılına kadar anlamlı ve pozitifken, 2013 yılından 2018’e kadar negatif ve 2021 yılına kadar pozitifdir. Dolayısıyla, zamanla değişen parametrik olmayan kişi başına düşen GSYH katsayısının negatif ve pozitif olarak değişmektedir.

WUI ve CO<sub>2</sub> emisyonları arasında, 2000-2021 yılları arasında anlamlı bir ilişki bulunmaktadır ve katsayı negatif bir şekilde artıp azalmaktadır. Bu sebeple yıllar içerisinde genel ilişkinin ters yönlü olduğu sonucuna varılabilir. WUI katsayısı 2006 ve 2007 yılları dışında zaman içerisinde hep negatif olarak kalmıştır.

Nüfus ile CO<sub>2</sub> emisyonları arasında doğrusal olmayan bir ilişki bulunmaktadır. Nüfusun CO<sub>2</sub> emisyonları üzerindeki etkisi ilk aşamada pozitifken, 2001 yılı itibarıyla 2012 yılına kadar negatif bir şekilde artarak ve azalarak devam etmiş durumdadır. Katsayının 2012 yılından bu yana CO<sub>2</sub> emisyonlarını arttırarak dengeli bir şekilde devam ettiği görülmektedir. Nüfusa ilişkin negatif ve pozitif bu sonuçlar, nüfus büyüklüğünün ve dağılımının sürekli değişmesinden kaynaklanmaktadır.

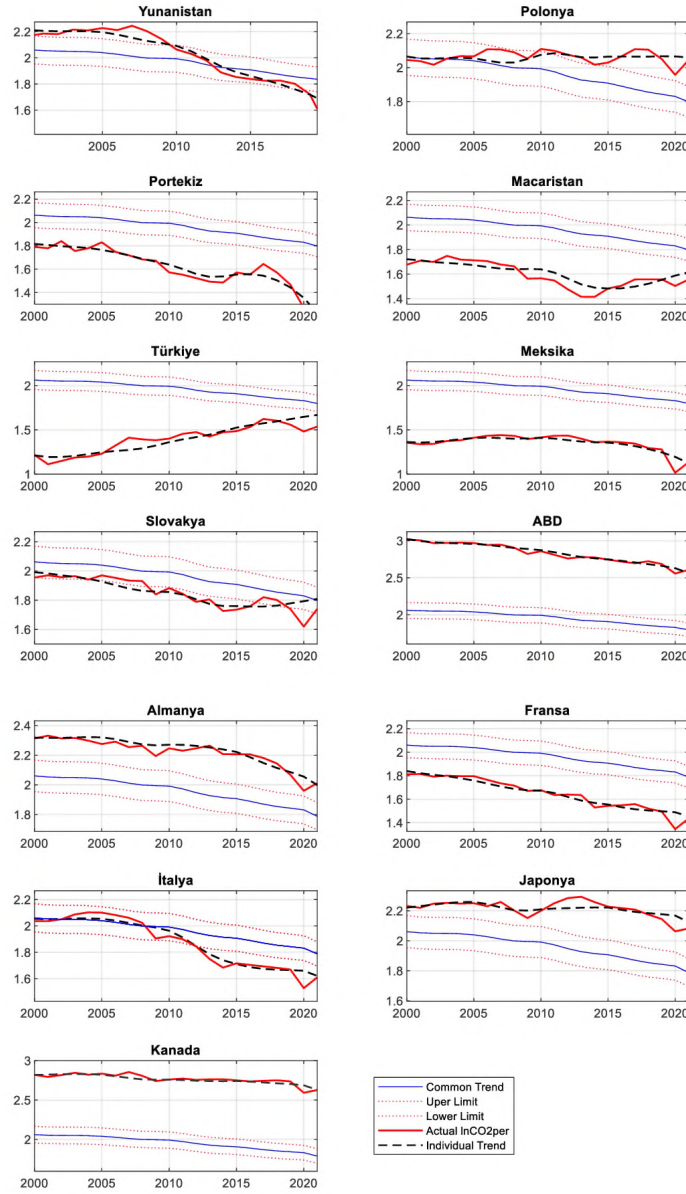
Başlangıçta ticaretin zamanla değişen katsayısı anlamlı ve pozitif olduğu, 2001'den 2008'e kadar anlamsız olduğu gösterilmektedir. 2009-2021 arası dönemde ise katsayı negatif ve pozitif olarak değiştiği görülmekle birlikte, 2011-2021 arası dönemde U ve ters U şekline sahiptir. Bulgulara göre, CO<sub>2</sub> emisyonları üzerindeki etki, 2011 yılında pozitif noktada en üst seviyeye, 2015 yılında negatif noktada en üst seviyeye ulaştığı söylenebilir.

Yenilenebilir enerji tüketimi katsayısının CO<sub>2</sub> üzerindeki etkisi, 2000'den 2017 yılına kadar anlamlı ve negatifken, 2017 yılından sonra pozitif durumdadır. Ancak 2004-2011 aralığı diğer diğer yıllara göre daha geniş güven aralığına sahiptir.

### Ortak Trend ve Ülkelerin Trend Fonksiyonları

Parametrik olmayan panel veri modellerinde, ülkeye ve zamana göre heterojenliği ve doğrusal olmamanın yakalamasına izin verilmektedir. Aynı zamanda ülkelere özgü trend fonksiyonu, zamanla değişen katsayı fonksiyonu ve ortak trend fonksiyonları tahmin edilmektedir.

Şekil 2'de %90 güven aralığına sahip ortak trend fonksiyonu ile her ülkeye özgü trend fonksiyonları gösterilmektedir. Mavi renk çizgi ortak trend, kesikli siyah çizgi her ülkeye özgü trend fonksiyonunu ve kırmızı kesikli çizgiler %90 güven aralığında alt ve üst limiti göstermektedir. Koyu kırmızı çizgiler ise her ülke için gerçek CO<sub>2</sub> emisyonlarını göstermektedir.



Şekil 2. Ortak Trend ve Ülkelerin Bireysel Trend Fonksiyonlarının Tahmini (%90 Güven Aralığında)

Şekilde görüldüğü gibi ortak trend yıllar itibarıyla azalma eğiliminde olsa da dengeli bir şekilde devam etmiş durumdadır. Ancak ülkeler arası bir karşılaştırma yapılırsa, CO2 emisyonlarının trend fonksiyonları farklı eğilimde olduğu görülmektedir. Ülkelere özgü trendler Almanya, Japonya, Kanada ve Amerika Birleşik Devletleri için ortak trendin üzerindeyken Fransa, Portekiz, Macaristan, Türkiye, Meksika ve Slovakya için ortak trendin altında seyretmektedir.

İtalya ve Yunanistan'ın trendleri başlarda ortak trendin üstündedir. Ancak İtalya'nın 2000 yılından sonra ve Yunanistan'ın 2013 yılından sonra trendleri ortak trendin altına düşmüştür. Polonya'da ise 2005 yılından sonra bireysel trend ortak trendin üstünde gözükmektedir. Slovakya ve Türkiye son yıllarda ortak trende yaklaşma eğiliminde olsa da ortak trendin altında kalmaya devam etmiştir.

Tüm ülkeler karşılaştırıldığı zaman Yunanistan, Meksika, Amerika Birleşik Devletleri, Almanya, İtalya ve Fransa'nın trendleri ortak trend gibi azalma eğilimindedir. Fakat yine de tüm ülkelerin trendleri ortak trendden oldukça farklıdır.

## Sonuç

Bu çalışmada başta ekonomik belirsizlik (dünya belirsizlik indeksi ile ölçülen) olmak üzere kişi başına düşen GSYH, nüfus, yenilenebilir enerji tüketimi ve ticaretin CO2 emisyonları arasındaki ilişki zamanla değişen parametrik olmayan panel veri modeliyle tahmin edilmiştir. Modelde trend fonksiyonları, katsayı fonksiyonları ve bu fonksiyonların zamanla nasıl değiştiğini tahmin etmek için yerel doğrusal kukla değişken (LLDVE) yöntemi kullanılmıştır. Parametrik olmayan LLDVE yönteminin bir özelliği, bootstrap bir yöntem kullanarak oluşturulan güven aralıkları ile CO2 emisyonlarının zaman içerisinde bilinmeyen fonksiyonel bir form biçiminde gelişmesine izin vermesidir. Böylece, ilk olarak bağımsız değişkenler ve CO2 emisyonları arasındaki ilişkiyi açıklamak için zamanla değişen katsayı fonksiyonları tahmin edilmiştir. İkinci olarak, tüm veri için ortak trend fonksiyonu tahmin edilmiş ve üçüncü aşamada model, her ülkeye özgü trend fonksiyonlarını içerecek şekilde genişletilmiştir.

2000-2021 yılları arasında LLDVE tahminleri, CO2 emisyonları ve modelde yer alan diğer değişkenler arasındaki ilişkinin zamanla değiştiğini ortaya koymaktadır. LLDVE tahmin sonuçlarımıza göre, ortak trend de zaman içerisinde pozitif bir şekilde düşüş eğilimindedir. WUI katsayısı, ele alınan tüm dönem boyunca anlamlı ve negatiftir. 2010 yılından sonra ise negatif bir şekilde düşüş eğilimindedir. Bu durum WUI'nin CO2 ile aralarında ters yönlü bir ilişki olduğunu göstermektedir. Kişi başına düşen GSYH katsayısı zaman içerisinde pozitif ve negatif olarak değişim göstermiştir. Başlangıçta pozitifken, negatif ve ardından tekrar pozitif bir şekilde CO2 emisyonlarını etkilemektedir. Benzer şekilde nüfusun katsayı fonksiyonu, yıllar içerisinde pozitif ve negatif olarak değişmiştir. Özellikle 2015 yılı sonrasında kişi başına düşen GSYH ve nüfusun CO2 emisyonlarını arttırdığı bulunmuştur. Ancak 2020 yılında etkisi negatiften pozitif dönmeye başlamıştır. Bu etkinin zaman içerisinde pozitif olarak kalıp kalmayacağı araştırılmalıdır. Ticaretin katsayı fonksiyonu ise zaman içerisinde anlamlı ve anlamsız olarak değişmiştir. Ülkeye özgü sonuçlara göre; ABD, Almanya, Kanada ve Japonya'nın CO2 emisyonlarının ve bireysel trendlerinin ortak trendi aştığı görülmektedir. Bu durum ülkelerin emisyonlarına daha fazla katkı sağladığına işaret eder.

Sonuçlarımıza göre WUI, CO2 emisyonlarını negatif bir şekilde etkilemektedir ve dolayısıyla daha yüksek WUI, CO2 emisyonlarını azaltır veya bunun tam tersi bir durum geçerlidir. Bu durum tüketim etkisiyle açıklanabilir. Daha yüksek bir belirsizlik seviyesi yoğun enerji gerektirecek ürünlerin tüketimini azaltabilir ve bu da CO2 emisyonlarında bir azalmaya neden olur. Aynı zamanda belirsizliği fazla olması ekonomik durumu da etkileyeceği için hane gelirlerinde azalmaya neden olabileceği için CO2 emisyonlarında azalmaya yol açabilir. Yapılan birçok çalışmada nüfus yoğunluğunun ve ekonomik büyümedeki veya gelirdeki artışların CO2 emisyonlarını arttırdığı bilinmektedir. Sonuçlarımız yapılan çalışmalar ile tutarlıdır ancak her dönemde pozitif bir etkiye sahip değillerdir.

---

**Hakem Değerlendirmesi:** Dış bağımsız.

**Çıkar Çatışması:** Yazarlar çıkar çatışması bildirmemiştir.

**Finansal Destek:** Yazarlar bu çalışma için finansal destek almadığını beyan etmiştir.

**Yazar Katkısı:** Çalışma Konsepti/Tasarımı: S.G., S.Ç.; Veri Toplama: S.G.; Veri Analizi /Yorumlama: S.G., S.Ç.; Yazı Taslağı: S.G., S.Ç.; İçeriğin Eleştirel İncelemesi: S.G., S.Ç.; Son Onay ve Sorumluluk: S.G., S.Ç.

**Peer Review:** Externally peer-reviewed.

**Conflict of Interest:** The authors have no conflict of interest to declare.

**Grant Support:** The authors declared that this study has received no financial support.

**Author Contributions:** Conception/Design of study: S.G., S.Ç.; Data Acquisition: S.G.; Data Analysis/Interpretation: S.G., S.Ç.; Drafting Manuscript: S.G., S.Ç.; Critical Revision of Manuscript: S.G., S.Ç.; Final Approval and Accountability: S.G., S.Ç.

---



**ORCID:**

Selahattin Güriş 0000-0002-1017-1431  
 Sevcan Çağlayan 0000-0001-6256-7035

**KAYNAKLAR / REFERENCES**

Adams, S., Adedoyin, F., Olaniran, E., Bekun, F.V. (2020) Energy consumption, economic policy uncertainty and carbon emissions; causality evidence from resource rich economies. *Economic Analysis and Policy*, 68, 179–190.

Adedoyin, F., Olaniran, E., & Bekun, F.V. (2020). Energy consumption, economic policy uncertainty and carbon emissions; causality evidence from resource rich economies. *Economic Analysis and Policy*, 68, 179-190.

Adedoyin, F., & Zakari, A. (2020). Energy consumption, economic expansion, and CO<sub>2</sub> emission in the UK: The role of economic policy uncertainty. *Science of the Total Environment*, 738, 140014.

Ahir, H., Bloom, N., & Furceri, D. (2022). The world uncertainty index . [Working paper no. 29763]. National Bureau of Economic Research.

Anser, M.K., Apergis, N., & Syed, Q.R. (2021). Impact of economic policy uncertainty on CO<sub>2</sub> emissions: evidence from top ten carbon emitter countries. *Environmental Science and Pollution Research*, 28, 29369–29378.

Antonakakis, N, Chatziantoniou, I., & Filis, G. (2017). Energy consumption, CO<sub>2</sub> emissions, and economic growth: An ethical dilemma. *Renewable Sustainable Energy Reviews*, 68 808–24.

Azka, A., & Eyup, D., (2021) The role of economic policy uncertainty in the energy-environment nexus for China: evidence from the novel dynamic simulations method. *Journal of Environmental Management*, 292, 112865.

Baker, S.R., Bloom, N., & Davis, S.J. (2016). Measuring Economic Policy Uncertainty. *The Quarterly Journal of Economics*, 131, 1593–1636.

Baker, S.R., Bloom, N., Davis, S.J., & Terry S.J. (2020). National Bureau of Economic Research; 2020. Covid-induced economic uncertainty.

Breusch, T., & Pagan, A. (1980) The Lagrange multiplier test and its application to model specifications in econometrics. *The Review of Economic Studies*, 47, 239–253.

Cowan, W.N., Chang, T., Inglesi-Lotz, R., & Gupta, R. (2014). The nexus of electricity 600 consumption, economic growth and CO<sub>2</sub> emissions in the BRICS countries. *Energy Policy*, 601(66), 359-368.

Danish, Ulucak, R., & Khan, S.U.D. (2020). Relationship between energy intensity and CO<sub>2</sub> emissions: does economic policy matter? *Sustainable Development*, 28 (5), 1457-1464.

De, H., Rafael, E., & Sarafidis, V. (2006). Testing for Cross-Sectional Dependence in Panel Data Models. *The Stata Journal: Promoting Communications on Statistics and Stata* 6(4), 482-96.

Dong, K., Hochman, G., Zhang, Y., Sun, R., Li, H., & Liao, H. (2018). CO<sub>2</sub> emissions, economic and population growth, and renewable energy: Empirical evidence across regions. *Energy Economics*, 75, 180-192.

EPU Economic Policy Uncertainty Index. <https://www.policyuncertainty.com>.

Gulen, H., & Ion, M. (2016). Policy uncertainty and corporate investment. *The Review of Financial Studies*, 29(3), 523–564.

Güriş, B., (2015). Panel Kırımlı Birim Kök Testleri ve Eşbütünlük, S. Güriş (Ed.) içinde Stata ile Panel Veri Modelleri (s.281-287), İstanbul, Der Yayınları.

Grossman, G.M., & Krueger, A.B. (1991). Environmental impacts of a North American free trade agreement. Working Paper No. 3914. *National Bureau of Economic Research*, Cambridge.

Huang, Y., Chen, F., Wei, H., Xiang, J., Xu, Z., & Akram, R. (2022). The Impacts of FDI Inflows on Carbon Emissions: Economic Development and Regulatory Quality as Moderators. *Frontiers in Energy Research*, 9, 938.

Im, K.S., Pesaran, M.H., & Shin, Y. (2003). Testing for unit roots in heterogeneous panels. *Journal of Econometrics*, 115 (1), 53-74.

Jiang, Y., Zhou, Z., & Liu, C. (2019). Does economic policy uncertainty matter for carbon emission? Evidence from US sector level data. *Environmental Science and Pollution Research*, 26(24), 24380–24394.

Jebli, M.B., & Youssef, S.B. (2017). The role of renewable energy and agriculture in reducing CO<sub>2</sub> emissions: evidence for North Africa countries. *Ecological Indicators*, 74, 295-301.

Kendall, M.G., 1975. Rank Correlation Methods. Griffin, London.

Li, D., Chen, J., & Gao, J. (2011). Nonparametric time varying coefficient panel data models with fixed effects”. *The Econometrics Journal*, 14(3):387-408.

Mann, H.B. (1945). Nonparametric tests against trend. *Econometrica* 13(3):245.

Mammen, E. (1993). Bootstrap and wild bootstrap for high dimensional linear models. *Ann. Stat.* 21 (1), 255–285.

Pesaran, M.H. (2004). General diagnostic tests for cross section dependence in panels. CESifo Working Paper Series No. 1229.

Pesaran, M.H. (2007). A simple panel unit root test in the presence of cross-section dependence, *Journal of Applied Econometrics*, 22 (2), 265–312.

Pirgaip, B., & Dincergok, B. (2020). Economic policy uncertainty, energy consumption and carbon emissions in G7 countries: evidence from a panel Granger causality analysis. *Environmental Science and Pollution Research*, 27, 30050–30066.

- Silvapulle, P., Smyth, R., Zhang, X., & Fenech, J.P., 2017. Nonparametric panel data model for crude oil and stock market prices in net oil importing countries. *Energy Economics*, 67, 255–267.
- Syed, Q.R., & Bouri, E. (2022). Impact of economic policy uncertainty on CO<sub>2</sub> emissions in the US: Evidence from bootstrap ARDL approach. *Journal of Public Affairs*, 2, e2595.
- Şak, N. (2015). Panel Birim Kök Testleri, S. Güriş (Ed.) içinde Stata ile Panel Veri Modelleri, (203-264), İstanbul, Der Yayınları.
- Ulucak, R., & Khan S. (2020) Relationship between energy intensity and CO<sub>2</sub> emissions: does economic policy matter? *Sustainable Development*, 28,1457–1464.
- Uddin, M., Vinod Mishra, V., & Smyth, R. (2020). Income inequality and CO<sub>2</sub> emissions in the G7, 1870–2014: Evidence from non-parametric modelling. *Energy Economics*, 88, 104780.
- Wang, Q., Jiang, X.T., Ge, S., & Jiang, R. (2019). Is Economic Growth Compatible with a Reduction in CO<sub>2</sub> Emissions? Empirical Analysis of the United States. *Resources Conservation and Recycling*, 151, 104443.
- Wang, Q., Xiao, K., & Lu, Z. (2020). Does Economic Policy Uncertainty Affect CO<sub>2</sub> Emissions? Empirical Evidence from the United States. *Sustainability*, 12, 9108.
- Wu, C.F.J., (1986). Jackknife, bootstrap and other resampling methods in regression analysis. *The Annals of Statistics*, 14 (4), 1261–1295.
- Yang, L. (2019) Connectedness of economic policy uncertainty and oil price shocks in a time domain perspective. *Energy Economics*, 80, 219–233.
- Zakarya, G.Y., Mostefa, B., Abbas, S.M. & Seghir, G.M. (2015). Factors Affecting CO<sub>2</sub> Emissions in the BRICS Countries: A Panel Data Analysis. *Procedia Economics and Finance*, 26, 114-125.

#### **How cite this article / Atıf Biçimi**

Guris, S., & Caglayan, S. (2023). Co<sub>2</sub> emisyonlarını etkileyen faktörlerin zamanla değişen katsayılı parametrik olmayan panel veri modelleri ile analizi. *EKOIST Journal of Econometrics and Statistics*, 39, 76-88.  
<https://doi.org/10.26650/ekoist.2023.39.1361640>

# Sera Gazı Emisyon Ölçütleri Üzerine K-Ortalama ve Hiyerarşik Kümeleme Analizi: G20 Örneği\*

## Greenhouse Gas Emission-Based K-Means and Hierarchical Cluster Analysis : The Case of the G20

Mutlu Tüzer <sup>1</sup> , Seyhun Doğan <sup>2</sup> 

<sup>1</sup>(Dr.), İstanbul Üniversitesi, Sosyal Bilimler Enstitüsü, İktisat Anabilim Dalı, İstanbul, Türkiye

<sup>2</sup>(Prof. Dr.), İstanbul Üniversitesi, İktisat Fakültesi, İktisat Bölümü, İstanbul, Türkiye

\*Bu çalışma, Prof. Dr. Seyhun Doğan'ın danışmanlığında Mutlu Tüzer tarafından hazırlanan “Küresel Isınma ve İklim Değişikliği: Mücadelede Kullanılan Ekonomik Yöntem ve Araçlar” başlıklı doktora tezinden türetilmiştir.

### ÖZ

İklim değişikliğinin azaltılmasından tam olarak ne anlaşıldığı, belirlenen amaç ve hedeflerin başarısını ölçmek için en uygun iklim göstergesinin ne olması gerektiği, seçilen iklim göstergesinin hangi seviyesinin iklim değişikliğini kabul edilebilir sınırlar içinde tutabileceği, ne çeşit iklim sürprizleriyle karşılaşılacağı ve seçilen iklim hedefinin ekonomik, sosyal ve politik faktörler ile nasıl uyumlu hale getirilebileceği, mücadele politikasının amaç ve hedeflerinin belirlenmesi sürecinde cevaplanması gereken sorular arasında yer almaktadır. 1992 yılında Birleşmiş Milletler İklim Değişikliği Çerçeve Sözleşmesi ile başlayan ve 2015 yılında Paris Anlaşması ile sonuçlanan uluslararası çabalar küresel ortalama sıcaklıklardaki artışın Sanayi Devrimi öncesi döneme kıyasla 1,5 °C ile sınırlandırılması hedefini iklim değişikliği politikasının küresel standardı haline getirmiştir. Bu hedefin gerçekleştirilmesi için toplam sera gazı emisyonlarının azaltılması gerekmektedir. Bu çalışmada, farklı emisyon ölçütlerine dayalı olarak iki farklı kümeleme analizi yöntemiyle G20 üyelerinin birbirleriyle karşılaştırılması amaçlanmıştır. Bu doğrultuda k-ortalama kümeleme analizi ve hiyerarşik kümeleme analizi yöntemleri kullanılarak kişi başına sera gazı emisyonu, kişi başına gelir, kişi başına elektrik tüketimi, elektrik üretiminin emisyon yoğunluğu, birincil enerji arzının emisyon yoğunluğu ve ekonominin emisyon yoğunluğu ölçütleri seçilmiştir. Analize yalnızca karbondioksit (CO<sub>2</sub>) emisyonları değil, diğer sera gazları da dahil edilmiştir. Seçilen değişkenlerden kişi başına düzeyde ifade edilen ilk üçü, toplam sera gazı emisyon miktarını belirleyen ölçek değişkenleri iken birim aktivite düzeyinde ifade edilen yoğunluk değişkenleri, teknolojik değişkenler olarak kabul edilmiştir. Ölçek değişkenleri bakımından gelişmekte olan ülkelerin emisyonları gelişmiş ülkelere yakın olsa da teknolojik değişkenler bakımından gelişmekte ve gelişmiş üyeler arasında farkların olduğu ve farklı kümelerde yer aldıkları görülmektedir.

### ABSTRACT

What exactly is understood from climate change mitigation? What should be the most appropriate climate indicator to measure the success of the determined goals and targets? What level of the selected climate indicator can keep climate change within acceptable limits? What kind of climate surprises may be encountered, and how can the economic, social and political implications of the selected climate target be harmonized with these factors? These are some of the questions needing to be answered while determining the political aims and objectives of combatting climate change. The international efforts that started with the United Nations Framework Convention on Climate Change in 1992 and concluded with the Paris Agreement in 2015 have made the goal of limiting the increase in global average temperatures to 1.5°C compared to the pre-Industrial level as the global standard of climate change policy. To achieve this goal, total greenhouse gas emissions must be reduced. The purpose of this study is to compare G20 members with each other using two different cluster analysis methods based on different emission criteria. For this purpose, per capita greenhouse gas emissions, per capita income, per capita electricity consumption, emission intensity of electricity production, emission intensity of primary energy supply, and emission intensity of the economy have been selected for use in the k-means cluster and hierarchical cluster analysis methods. In addition to carbon dioxide emissions, other greenhouse gases have also been included in the analysis. While the first three selected variables expressed at the per capita level are scale

Corresponding Author: Mutlu Tüzer E-mail: mutlutuzer@gmail.com

Submitted: 02.10.2023 • Accepted: 04.11.2023



This article is licensed under a Creative Commons Attribution-NonCommercial 4.0 International License (CC BY-NC 4.0)

variables that determine the total amount of greenhouse gas emissions, the intensity variables expressed at the unit activity level are considered technological variables. Although the emissions of developing countries are close to developed countries in terms of the scale variables, differences are seen to occur between developing and developed members in terms of technological variables and different clusters.

**Anahtar Kelimeler:** Küresel Isınma, İklim Değişikliği, Sera Gazı Emisyonları, Kümeleme Analizi, K-Ortalama Kümeleme Analizi, Hiyerarşik Kümeleme Analizi

**Keywords:** Global warming, climate change, carbon dioxide emissions, cluster analysis, k-means cluster analysis, hierarchical cluster analysis

### EXTENDED SUMMARY

According to the conventional economic approach, global warming and climate change are analyzed based on externality in light of the benefit-cost principle. The problem is formulated as the relationship between marginal private benefit-cost and marginal social benefit-cost. Despite this relatively straightforward and theoretically understandable conventional formulation, global warming and climate change differ from other environmental problems previously encountered locally. For example, the distinction between greenhouse gas emissions (a flow variable) and greenhouse gas concentrations (a stock variable) is neglected in this economic analysis. Additionally, this fundamental economic analysis assumes that the damage caused by emissions is independent of time and emission source and that emissions have no effects outside the analyzed economy. Such difficulties inherent in global warming and climate change make determining the difference between private marginal benefit-cost and social marginal benefit-cost difficult, as well as expressing it monetarily.

Unlike the difficulties of economic analysis, a physical and ecological approach to the problem provides a clearer picture of what is happening to the target of mitigation. According to this approach, the social, economic, and ecological damage resulting from climate change are a positive function of human-induced greenhouse gas emissions and of the vulnerabilities of social and ecological systems toward climate change. If the aim is to solve the problem, either the thermal balance of the earth should be ensured by reducing the greenhouse gas emissions to a level compatible with natural cycles, or the fragility of social and ecological systems against climate change should be reduced. As a result of this formulation, the only rational solution to climate change is to reduce anthropogenic greenhouse gas emissions. The Impact = Population x Affluence x Technology (IPAT) identity used to express human activities' effects on the environment shows population, economic activity, and energy consumption to be the most critical variables determining human-induced greenhouse gas emissions. Accordingly, population growth, economic growth, greenhouse gas intensity of the energy system, and the economy are the most essential variables to focus on to reduce and break the link between human activities and greenhouse gas emissions.

Leaving the economic analysis difficulties aside and focusing on environmental impact variables, the picture regarding global warming and climate change is quite clear. In order to reduce human-induced greenhouse gas emissions, the energy efficiency of the economy must be increased, and a fundamental and rapid transformation must be carried out that results in a reduction of carbon intensity within the energy system. The environmental impact analysis shows fossil fuel-based economic growth to be the most critical problem to overcome in reducing greenhouse gas emissions. While significant gains have been made in reducing energy system-related carbon emissions thanks to the decrease in the energy intensity of the economy, as long as the energy system remains dependent on fossil fuels and continues to release carbon dioxide into the atmosphere, no net decrease will ever occur in the amount of carbon dioxide emissions. In addition, although global warming and climate change were initially formulated as a carbon problem caused by fossil fuels, the amount of energy use and emissions are not independent of per capita income, consumption, and welfare level.

This study aims to analyze G20 members using two basic cluster analysis methods based on different emission criteria. For this purpose, per capita greenhouse gas emissions, per capita income, per capita electricity consumption, emission intensity of electricity production, emission intensity of primary energy supply, and emission intensity of the economy have been selected. The study uses the k-means cluster and hierarchical cluster analysis methods within the program R. In R, the `get_dist` and `fviz_dist` functions within the `factoextra` package are used to calculate and visualize the distance matrix from the R packages.

The presence of more than one greenhouse gas with different sources and sinks that play a role in global warming poses a significant problem in density calculations based on greenhouse gases. Although global warming and climate change were initially formulated as a carbon problem caused by fossil fuels, energy use and emissions are not independent of per capita income, consumption, and welfare. To this end, the analysis has also included the other greenhouse gases. The first three variables are expressed at the per capita level. These variables can be seen as scale variables that determine total greenhouse gas emissions.

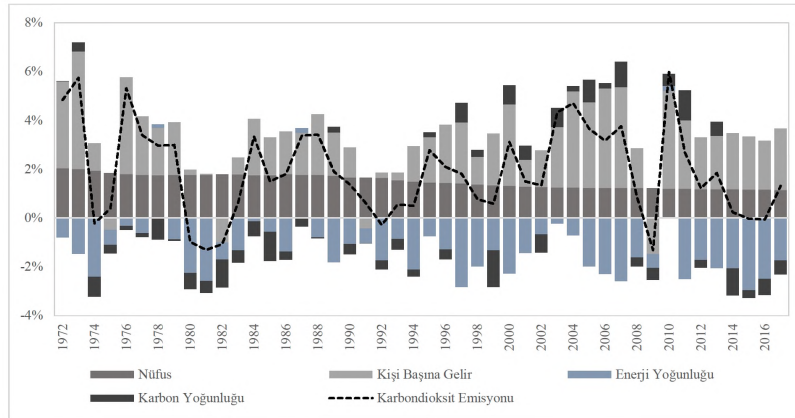
Meanwhile, the last three variables, which should be considered technological variables, are intensity variables expressed at the unit activity level. Although the emissions of developing countries are close to developed countries in terms of the scale variables, differences occur between developing and developed member countries in terms of technological variables and different clusters.

## Giriş

Ekonomik açıdan küresel ısınma ve iklim değişikliği, mülkiyet haklarının belirlenip uygulanmadığı ortak bir kaynağın dışsallıklar nedeniyle optimum ve etkin olarak kullanılmaması dolayısıyla ortaya çıkan bir çevre problemi olarak tanımlanmaktadır (Stern, 2007: 27; Stern, 2015: 5; Nordhaus, 2013: 6; Tol, 2019: 50,51). Buna yaklaşıma göre, küresel ısınma ve iklim değişikliği, fayda-maliyet ilkesi ışığında dışsallık kavramı temelinde ele alınmakta ve marjinal özel fayda-maliyet ile marjinal sosyal fayda-maliyet arasındaki ilişkiye indirgenerek formüle edilmektedir. Teorik açıdan oldukça açık olan bu klasik formülasyona rağmen küresel ısınma ve iklim değişikliğini daha önce yerel ölçekte karşılaşılan çevre sorunlarından ayıran özellikleri bu çevre sorununu sınırları kolayca belirlenebilen, basit ve küçük ölçekli teknik bir çevre problemi olmaktan çıkarmaktadır.

Sorunu, anlaşılması çok da güç olmayan bir formülasyona indirgeyen bu klasik ekonomik analizin önemli bir dizi varsayımlar altında yapıldığı gözden kaçırılmamalıdır. Örneğin, sera gazı emisyonları üzerine yapılan bu analizde, bir akım değişken olan sera gazı emisyonları ile bir stok değişkeni olan sera gazı yoğunlukları arasındaki ayırım ihmal edilmektedir. Ayrıca emisyonlar sebebiyle ortaya çıkan zararın, zaman ve emisyon kaynağından bağımsız olduğu ve emisyonların analiz edilen ekonomi dışındaki etkileri olmadığı varsayılmaktadır. Ayrıca iklim sistemini oluşturan bileşenler arasındaki ilişkiler doğrusal bir neden-sonuç zincirinden çok karşılıklı ve döngüsel bir nitelik arz etmektedir. İnsan kaynaklı sera gazlarının atmosferde oluşturduğu anlık ısıtma etkisi (anlık ısınımsal zorlama) ile iklim sistemi bileşenlerinin ısıl dengeye gelmesi sonucunda oluşan ısıtma etkisi (efektif ısınımsal zorlama) arasında bir fark bulunmaktadır (IPCC, 2013: 664). Tüm bu varsayımlar, özel marjinal fayda-maliyet ile sosyal marjinal fayda-maliyet arasındaki farkın tespit edilerek parasal olarak ifade edilmesini zorlaştırmaktadır. İklim zorlayıcılarının kolektif ve kümülatif etkileri, fiziksel iklim sisteminin karmaşıklığı ve değişik zaman ölçeklerine sahip geri bildirim döngüleri gibi faktörler, mücadele hedefleri ve değerlendirme ölçütleriyle ilgili pozitif ve normatif boyutları bulunan çok sayıda sorunun ön plana çıkmasına neden olmaktadır (USGCRP, 2017: 76). Küresel ısınma ve iklim değişikliğinin içerdiği analiz zorlukları özel marjinal fayda-maliyet ile sosyal marjinal fayda-maliyet arasındaki farkın tespit edilerek parasal olarak ifade edilmesini zorlaştırmaktadır.

Ekonomik analiz zorluklarından farklı olarak soruna fiziksel ve ekolojik yönden yaklaşıldığında mücadele hedefi konusunda pratik açıdan daha net bir tablo ortaya konulduğu iddia edilebilir. Bu formülasyona göre, iklim değişikliğinden kaynaklanan sosyal, ekonomik ve ekolojik zararlar, insan kaynaklı sera gazı emisyonları sebebiyle oluşan iklim değişikliği ile sosyal ve ekolojik sistemlerin iklim değişikliği karşısındaki kırılganlıklarının pozitif bir fonksiyonudur. Bu formülasyonda, yeryüzü iklimindeki doğal denge öncelikle yeryüzünün enerji bütçesi, sera gazı döngüleri gibi değişkenlere dayalı olarak tanımlanmaktadır. Bu yaklaşım esas alındığında, iklim değişikliği biliminden iklim değişikliği politikasına geçiş oldukça kısa ve net olmalıdır. Problemin çözümü hedefleniyorsa ya iklim değişikliğine yol açan sera gazı emisyonları doğal döngülere uygun limitlere çekilerek yeryüzünün ısı dengesi sağlanmalı ya da sosyal ve ekolojik sistemlerin iklim değişikliği karşısındaki kırılganlıkları azaltılmalıdır (Rahmstorf ve Schellnhuber, 2020: 99,100).



**Kaynak:** (IEA, 2019'dan yararlanılarak hazırlanmıştır.)

**Şekil 1.** Çevresel Etki Denkliği Bileşenleri ve Yıllık Değişim Oranları (1971-2017)

Beşerî faaliyetlerin tabiat üzerindeki etkilerini ifade edebilmek amacıyla kullanılan “çevresel etki denkliği”, nüfus, ekonomik faaliyet ve enerji tüketiminin insan kaynaklı sera gazı emisyonlarını belirleyen en önemli değişkenler olduğunu göstermektedir. Buna göre, beşerî faaliyetlerle sera gazı emisyonları arasındaki bağlantının azaltılması ve koparılması konusunda odaklanılması gereken en önemli değişkenler olarak nüfus artışı, ekonomik büyüme, enerji sisteminin ve ekonominin sera gazı yoğunluğu ön plana çıkmaktadır (Erllich ve Holdren, 1971: 1213-1217; Stern, 2007: 203; Tol, 2019: 19). Söz konusu analiz zorlukları bir kenara bırakılarak çevresel etki değişkenlerine odaklanıldığında küresel ısınma ve iklim değişikliği ile ilgili tablo oldukça nettir: İnsan

kaynaklı sera gazı emisyonlarının azaltılması yolunda ekonominin enerji verimliliği artırılmalı ve enerji sistemindeki karbon yoğunluğunun azaltılmasıyla sonuçlanan temel ve hızlı bir dönüşüm gerçekleştirilmelidir. Bu tip bir dönüşüm, sosyo-ekonomik sistemin ekolojik limitler içinde kalabilmesinin en önemli koşulu olarak ileri sürülen ekoloji ve çevre ekonomisi literatüründe basitçe “ayırışma” ya da “kopma” kavramlarıyla ifade edilmektedir. Ekonomik faaliyetlerin ekolojik etki yoğunluğunun görece ve mutlak olarak düşürülmesinin, ayırışma açısından ön plana çıkan en önemli tartışma konusu olduğunu söylemek mümkündür. Ayırışma kavramı insan kaynaklı sera gazı emisyonları açısından tanımlanacak olursa, “görece ayırışma” basitçe ekonomik çıktı başına atmosfere bırakılan sera gazı miktarının düşürülmesi, “mutlak ayırışma” ise ekonomik çıktı artarken toplam sera gazı emisyon miktarının azaltılmasıdır (Jackson, 2009: 68-71).

Sera gazı emisyonlarındaki artışın tersine çevrilmesi açısından iki kritik aşamayı temsil eden görece ve mutlak ayırışmayı çevresel etki denklemini oluşturan bileşenlerdeki yıllık büyüme oranlarındaki değişimlerin verildiği Grafik 1 üzerinden değerlendirmek mümkündür. Grafikte nüfus, kişi başına milli gelir, enerji sisteminin karbon yoğunluğu ve ekonominin karbon yoğunluğundaki 1927-2017 yılındaki yıllık değişim oranları hesaplanmıştır. Enerji sisteminde fosil yakıt kaynaklı karbondioksit emisyon verilerine dayalı olarak hazırlanan grafikte görüldüğü gibi toplam emisyonlardaki artışı tersine çevirebilmek için ekonominin enerji ve enerji sisteminin karbon yoğunluğunun azaltılması gerekmektedir. Grafikte küresel nüfus artışında aşağı yönlü bir eğilim dikkati çekmektedir. Bu aşağı yönlü eğilim yanında nüfusun büyüme oranındaki değişim görece olarak daha az değişkenlik sergilemektedir. Grafikte yer alan milli gelir kalemi satın alma gücü paritesine göre hesaplanan kişi başına milli geliri, karbondioksit ise fosil yakıt kaynaklı toplam karbondioksit emisyonlarını temsil etmektedir. Görüldüğü gibi, giderek azalan bir oranda da olsa nüfus bileşeninde istikrarlı bir artış eğilimi bulunmaktadır. Enerji yoğunluğunda ise nüfustaki büyüme oranına benzer bir negatif büyüme yani azalma oranı göze çarpmaktadır. Analiz edilen dönem içinde nüfustaki ortalama artış oranı %1,5 iken, enerji yoğunluğundaki düşüş oranı %1,4’tür.

Grafik 1’de küresel ısınma ve iklim değişikliği açısından en problemlili bileşen olarak enerji sisteminin karbon yoğunluğu, yani birim enerji başına ortaya çıkan karbondioksit miktarının öne çıktığı görülmektedir. 1971-2017 yılları arasında kullanılan fosil yakıt kaynaklı enerjinin karbon yoğunluğundaki azalma miktarı, dönemin tamamında ancak %7 düzeyinde kalmıştır. Grafik 1’de de görüldüğü gibi, 2000’li yılların başında enerji sisteminde karbon yoğunluğundaki düşüş yerine, 2003 yılından başlayarak 2008 yılında yaşanan finansal krize kadar (2003, 2004, 2005, 2006 ve 2007 yılları) artış ortaya çıkmıştır. Grafik 1, sera gazı emisyonlarındaki artışın önüne geçilmesi ve sonrasında emisyonların azaltılmasının, ekonomik faaliyetlerin sera gazı yoğunluğunun görece ve mutlak anlamda düşürülmesine bağlı olduğunu göstermektedir. Bu noktada fosil yakıtlara dayalı bir enerji sisteminin, sera gazı emisyonlarının azaltılmasının önündeki en önemli engellerden biri olduğu kabul edilmelidir. Ekonomik büyüme ve kişi başına milli gelir artışı sürerken ekonominin enerji yoğunluğundaki düşüş sayesinde, enerji sistemi kaynaklı karbon emisyonlarının azaltılması yolunda önemli kazanımlar elde ediliyor olsa da enerji sistemi fosil yakıtlara bağlı kaldığı ve atmosfere karbondioksit bırakmaya devam ettiği müddetçe, genel olarak toplam sera gazı özel olarak da enerji kaynaklı karbondioksit emisyon miktarında mutlak anlamda bir azalışın ortaya çıkmayacağı açıktır. Bu noktada, fosil yakıtlara dayalı bir enerji sisteminden sera gazı ve karbon nötr bir enerji sistemine geçişi mümkün kılacak enerji teknolojileri ön plana çıkmaktadır. Sera gazı emisyonlarının azaltılması açısından “fosilsizleşme” ile “karbonsuzlaşma” süreçlerinin birbirlerinden farklı olduğu gözden kaçırılmamalıdır. Fosilsizleşme, kömür, doğal gaz ve petrol gibi fosil bazlı yakıtların enerji sistemi içindeki paylarının azaltılması iken; karbonsuzlaşma, enerji sistemi içinde karbon nötr enerji kaynaklarının paylarının artırılarak atmosfere bırakılan karbondioksit emisyonlarının azaltılmasıdır.

Küresel ısınma ve iklim değişikliği, ilk adımda fosil yakıt kaynaklı bir karbon problemi olarak formüle edilse de enerji kullanımı ve emisyon miktarı kişi başına gelir, tüketim ve refah düzeyinden bağımsız değildir. Enerji talebini etkileyen, ekonomik faaliyetlerin sektörel dağılımı ya da tüketimin bileşimi de oldukça önemlidir. Çelik, kâğıt, çimento, cam gibi önemli girdilerin yoğun olduğu sektörlerin enerji ihtiyaçları ve karbon yoğunlukları, hizmet sektörlerine göre daha yüksektir. Dana eti ve pirincin ağırlıklı olduğu bir diyet, koyun eti ve buğdaya göre daha fazla metan (CH<sub>4</sub>) salınımına yol açmaktadır. Birincil enerji arz miktarı yanında kaynak dağılımı, nihai enerji kullanımı, elektrik ve hidrojen gibi enerji taşıyıcılarının oynadıkları rol de önemlidir. Örneğin, doğal gaz, kömür ve petrole göre daha az karbondioksit salınımına neden olan bir fosil yakıttır. Ulaşım sektöründeki elektrifikasyon seviyesi arttıkça, sıvı yakıtlara dayalı bir ulaşım sistemine göre emisyon indirimleri daha kolay başarılabilmektedir (Tol, 2014: 20,21).

Sera gazları ile ilgili yapılan hesaplamalarda, küresel ısınma sürecinde rol oynayan kaynak ve yutakları farklı birden fazla sera gazının varlığı, sera gazlarına dayalı olarak yapılan yoğunluk hesaplamalarında önemli bir sorun teşkil etmektedir. Sera etkisine neden olan gazların atmosfere salınmasına neden olan ekonomik faaliyetler farklı olduğu gibi bu gazların atmosferde maruz kaldıkları kimyasal, fiziksel ve biyolojik süreçler de farklıdır. Örneğin kararlı bir molekül yapısına sahip karbondioksit, atmosferde uzun süre kalırken, metan atmosfere girdikten sonra karbondioksit gibi başka bileşenlere dönüşmektedir. Bu durum, sera gazı emisyon ve atmosfer yoğunluklarının ölçülerek raporlanması açısından önemli bir problem teşkil etmektedir. İklim değişikliği biliminde, sera gazlarının bütün olarak düşünülmesi ve hepsinin tek bir standart birim ile ifade edilmesi yöntemi kullanılmaktadır. Farklı sera gazlarının küresel ısıtmaya olan katkılarını da temsil eden küresel ısıtma potansiyeli, bu dönüşümün gerçekleştirilmesini sağlayan ölçütlerden biridir. Bu yöntemin kullanılması ile altı önemli sera gazının [CO<sub>2</sub>, CH<sub>4</sub>, N<sub>2</sub>O, PFCS (perflorokarbonlar), HFCS (hidroflorokarbonlar), SF<sub>2</sub> (sülfürhekzaflorid)] toplam emisyon miktarı tek bir toplam olarak yani karbondioksit eşdeğeri

**Tablo 1.** Sera Gazlarının Atmosferik Ömürleri ve Küresel Isıtma Potansiyelleri

| Kyoto Gazları    | Fiziksel Özellikleri |  | Toplam Emisyonlardaki Küresel Isıtma Potansiyeli Ağırlıklı Payları |   |         |         |
|------------------|----------------------|--|--|---|---------|---------|
|                  | Atmosferik Ömür      | Işınım Zorlama (W/m <sup>2</sup> /ppb) | İkinci Değerlendirme Raporu 100 Yıl                                | HİDP Değerlendirme Raporları (20 ve 100 Yıl Beşinci & 500 Yıl Dördüncü Değerlendirme Raporuna Göre) |         |         |
|                  |                      |  |  | 20 Yıl  | 100 Yıl | 500 Yıl |
| CO <sub>2</sub>  | Değişken             | 1,37x10 <sup>-5</sup>                  | %76  | %52   | %73     | %88     |
| CH <sub>4</sub>  | 12,4                 | 3,63x10 <sup>-4</sup>                  | %16  | %42   | %20     | %7      |
| N <sub>2</sub> O | 121                  | 3,00x10 <sup>-3</sup>                  | %6,2   | %3,6  | %5,0    | %3,5    |
| F-Gazları:       |                      |  | %2,0   | %2,3  | %2,2    | %1,2    |
| HFC-134a         | 13,4                 | 0,16                                   | %0,5   | %0,9  | %0,4    | %0,2    |
| HFC-23           | 222                  | 0,18                                   | %0,4   | %0,3  | %0,4    | %0,5    |
| CF <sub>4</sub>  | 50 000               | 0,09                                   | %0,1   | %0,1  | %0,1    | %0,2    |
| SF <sub>6</sub>  | 3 200                | 0,57                                   | %0,3   | %0,2  | %0,3    | %0,5    |
| NF <sub>3</sub>  | 500                  | 0,20                                   | -  | %0,0  | %0,0    | %0,0    |
| Diğer F-Gazları  | çeşitli              | çeşitli                                | %0,7   | %0,9  | %0,9    | %0,9    |

**Kaynak:** (IPCC, 2014: 124'ten yararlanılarak hazırlanmıştır.)

birimi ile ifade edilebilmektedir. Tüm sera gazları dikkate alındığında, birim karbondioksit eşdeğeri (CO<sub>2es</sub>) birimi ile ifade edilmektedir. Kişi başına milli gelir ve ekonominin emisyon yoğunluğu hesaplamaları için satın alma gücü paritesi kullanılmıştır. Teknik olarak küresel ısıtma potansiyeli, atmosfere salınan bir sera gazının 1 kilogram (kg)'ının, 1 kg'lık karbondioksit oranla zamana bağlı olarak neden olduğu ısıtma etkisidir. Başka bir ifadeyle küresel ısıtma potansiyeli, bir sera gazının birim kütle başına karbondioksit oranla küresel ısınmaya ne kadar katkı yaptığını göstermektedir (IPCC, 1990: 48).

Tablo 1'de temel sera gazlarının küresel ısıtma potansiyelleri yer almaktadır. Üç temel sera gazının yanında hidro ve perflorokarbon grubu olan çok sayıda endüstriyel bileşen F-Gazları ana başlığı altında yer almaktadır. Tablonun en altında yer alan Nitrojen triflorit başlangıçta Kyoto Protokol'üne dahil olmayan, ancak daha sonra insan kaynaklı sera gazlarının içine dahil edilen bir sera gazıdır. Tabloda da görüldüğü gibi, sera gazlarının küresel ısıtma potansiyelleri karbondioksit ve zamana göre değişmektedir. Buna göre, 1 kg metanın küresel ısıtma potansiyeli 100 yıllık zaman ölçeğinde karbondioksitin 25, 500 yıllık zaman ölçeğinde ise 7,6 katıdır. Diazotoksit ise 100 yıllık süre içinde karbondioksit göre kütle bazında 298 misli daha etkili bir sera gazıdır. Sera gazlarının molekül bazındaki etkileri ile atmosferdeki toplam miktarlarının yol açtığı etki arasında da bir fark bulunmaktadır. Toplam ısıtma etkisi açısından en önemli sera gazları olan karbondioksit, metan ve azotdioksitin molekül bazındaki ısıtma etkileri aslında oldukça küçüktür. Buna karşın F-Gazlarının molekül bazında anlık ısıtma etkileri, ortalama olarak çok daha fazladır. Bir karbondioksit molekülünün ısıtma etkisi metrekaare başına yalnızca 1,37x10<sup>-5</sup> W iken; HFC-134a gazının ısıtma etkisi 0,16 W'lık değeri ile karbondioksitin yaklaşık 11.679 katıdır.

Küresel ısınma ve iklim değişikliği ile mücadelede kullanılacak ekonomik yöntem ve araçların yukarıda sıralanan faktörlerden etkilendiği ve mücadele politikalarının bu faktörler dikkate alınarak oluşturulması ve uygulanması gerektiği kabul edilmelidir. Örneğin, ekonomik açıdan küresel ısınma ve iklim değişikliği, küresel düzeyde ortaya çıkan bir dışsallıktır. Problemin küresel ölçeği dikkate alındığında, mücadele konusunda ihtiyaç duyulan hukuki, ekonomik ve politik kurumların ya da bağlantılı karar süreçlerinin daha önce yerel, bölgesel ve ulusal düzeyde karşılaşılan çevre problemlerinden farklı olması gerektiği açıktır. Her problemin ölçeğine uygun seviyede ele alınması gereği küresel ısınma ve iklim değişikliği konusunda uluslararası düzeyde bir işbirliğini de zorunlu kılmaktadır. Bu nedenle iklim değişikliği ile mücadele politikaları, ülke içinden uluslararası düzeye doğru uzanan ve iki yönde işleyen bir hiyerarşi içinde şekillenmektedir (Nordhaus, 2021: 50,51).

### Metodoloji ve Veri Seti

Temel bileşenler analizi, gereksiz değişkenleri bir arada gruplayarak birçok değişken içeren verilerdeki kalıpların görselleştirilmesi ve tanımlanması için kullanılmaktadır. Benzer şekilde kümeleme, veri ve gözlemlerin birbirleri arasındaki benzerliğe göre gözetimsiz olarak gruplandırılmasını sağlayan yöntemler için kullanılan genel bir terimdir. Yapılan analizde, bir veri seti içindeki gözlem ya da değişkenlerin alt grupları tespit edilmeye çalışılmaktadır. Veri seti içindeki değişkenler kümelendiğinde, aynı küme içinde yer alan değişkenlerin birbirlerine benzer olması ve farklı kümelerde yer alan değişkenlerinse farklı olması beklenmektedir. Yapılan analizde, değişkenler arasındaki ilişkiler bulunmaya çalışıldığı ve bir yanıt değişkeni olmadığı için kümeleme analizi gözetimsiz ya da denetimsiz bir yöntem olarak tanımlanmaktadır. Yapılan n sayıdaki gözlem arasındaki benzerliklerin bir yanıt değişkeni tarafından eğitilmeden bulunmasıdır. Kümeleme, hangi gözlemlerin benzer olduğunun belirlenmesine ve potansiyel olarak bu gözlemlerin kategorilere ayrılmasına yardımcı olmaktadır. K-ortalama kümeleme analizi ise bir veri setinin k sayıdaki grup ya da kümeye bölünmesi için kullanılan en temel kümeleme yöntemidir.

Gözlemlerin gruplar halinde sınıflandırılması için her bir gözlem çifti arasındaki mesafenin veya benzemezliğin (farklılığın) hesaplanması gerekmektedir. Bu hesaplamaların sonucu, farklılık veya mesafe matrisi olarak bilinir. Bu mesafe bilgisini hesaplamının birçok yöntemi bulunmaktadır. Mesafe ölçülerinin seçimi, kümelemede kritik bir adımdır. Mesafe ölçüleri iki ögenin (x,y) arasındaki benzerliğin nasıl hesaplandığını tanımlamakta; dolayısıyla kümelerin şeklini etkilemektedir. İki ögenin (x,y) benzerliğinin nasıl hesaplandığını tanımlayan ve kümelerin şeklini etkileyen uzaklık ölçülerinin seçimi kümelemede kritik bir adımdır. Mesafe ölçümleri için, (1) *Öklid Mesafe* ve (2) *Manhattan Mesafe* olmak üzere iki yöntem bulunmaktadır.

#### Öklid Mesafe:

$$d_{euc}(x, y) = \sqrt{\sum_{i=1}^n (x_i - y_i)^2} \quad (1)$$

#### Manhattan Mesafe:

$$d_{man}(x, y) = \sum_{i=1}^n |(x_i - y_i)| \quad (2)$$

x,y , uzunlukları n olan iki vektörü temsil etmektedir.

Veri analizleri için yaygın olarak kullanılan korelasyona dayalı mesafeler gibi başka farklılık ölçümleri de bulunmaktadır. Korelasyona dayalı mesafe ölçüleri korelasyon katsayısının 1'den çıkarılmasıyla hesaplanmaktadır. (1) *Pearson Korelasyon Mesafe*, (2) *Spearman Korelasyon Mesafe* ve (3) *Kendall Korelasyon Mesafe* korelasyon mesafe ölçüm yöntemleri arasında yer almaktadır. Kümeleme analizi sonuçları üzerinde önemli bir etkiye sahip olduğu için hangi mesafe ölçüm yöntemine ilişkin tercih önemlidir. Kümeleme yazılımları içinde, genellikle varsayılan mesafe ölçüsü olarak Öklid Mesafesi seçilmektedir. Bununla birlikte, verilerin türüne ve araştırma sorularına bağlı olarak, diğer farklılık ölçütleri de tercih edilebilmektedir.

R programında, R paketlerinden mesafe matrisinin hesaplanması ve görselleştirilmesi için *factoextra* isimli paket içindeki *get\_dist* ve *fviz\_dist* fonksiyonları kullanılmaktadır. Bu fonksiyonlar, hangi gözlemlerin oldukça benzer görünenlere karşı büyük farklılıklara sahip olduğunu göstermektedir. R yazılım programı k-ortalama ve hiyerarşik kümeleme analizlerinin beraber kullanılması olanağı sağlamaktadır. R programı içinde buluna *factoextra* paketi içinde bulunan *hkmeans()* fonksiyonu hiyerarşik kümeleme ve k-ortalama yöntemlerinin birleştirilerek hibrit bir çözüm sunmaktadır.

*get\_dist* fonksiyonu bir veri matrisinin satırları arasındaki mesafe matrisini Öklid Mesafe ölçüsüne göre hesaplamaktadır.

*fviz\_dist* fonksiyonu ise hesaplanan mesafe matrisini görselleştirmektedir.

K-ortalama Kümeleme Analizi, belirli bir veri kümesini k sayıda kümeye bölmek için yaygın biçimde kullanılan denetimsiz makine öğrenimi algoritmasıdır. Küme sayısını temsil eden k'nın analiz öncesinde belirlenmesi gerekmektedir. Veri setini oluşturan gözlemlerin, aynı küme içindeki gözlemlerin olabildiğince benzer (yani, yüksek sınıf içi benzerlik), farklı kümelerden gelen gözlemlerin ise olabildiğince farklı olacak şekilde (düşük in sınıflar arası benzerlik) kümelenebilir. K-ortalama kümeleme analizinde, her küme, kümeye atanan noktaların ortalamasına karşılık gelen merkezi (yani merkez) tarafından temsil edilmektedir. K-ortalama kümelemenin arkasında yatan temel düşünce, kümelerin tanımlanmasından oluşmaktadır. Bu şekilde toplam küme içi varyasyon ya da değişkenliğinin en aza indirilmesi amaçlanmaktadır. Birkaç k-ortalama algoritması mevcuttur. Hartigan-Wong (1979) algoritması en yaygın kümeleme algoritmasıdır. Bu algoritmada toplam küme içi varyasyonu, ögeler ve karşılık gelen ağırlık merkezi arasındaki Öklid mesafelerinin karesi alınmış mesafelerin toplamı olarak tanımlanmaktadır:

$$W(C_k) = \sum_{x_i \in C_k} (x_i - \mu_k)^2 \quad (3)$$

$x_i$   $C_k$  kümesi içindeki veri noktasını,

$\mu_k$  ise  $C_k$  kümesi içindeki ortalama değeri temsil etmektedir.

Her gözlem ( $x_i$ ) belirli bir kümeye, gözlemin atanmış küme merkezlerine ( $\mu_k$ ) olan kareler toplamı (SS) uzaklıklarını minimize edilecek şekilde atanmaktadır. Toplam küme içi varyasyonu aşağıdaki şekilde tanımlanmaktadır:

$$tot.withness = \sum_{k=1}^k W(C_k) = \sum_{k=1}^k \sum_{x_i \in C_k} (x_i - \mu_k)^2 \quad (4)$$



Kümelemenin kompaktlığını yani iyiliğini ölçen küme içi toplam kare toplamının mümkün olduğu kadar küçük olması arzu edilmektedir.

**Tablo 2.** Analizde Kullanılan Veriler

| Ülkeler               | Kişi Başı Emisyon (Ton CO <sub>2</sub> -es) | Kişi Başı Milli Gelir (\$) | Kişi Başı Elektrik Tüketimi (kWh) | Elektrik Üretim Emisyon Yoğunluğu (grCO <sub>2</sub> /kWh) | Birincil Enerji Emisyon Yoğunluğu (TJ/milyon \$) | Ekonominin Emisyon Yoğunluğu (Ton/Bin \$) |
|-----------------------|---|----------------------------|-----------------------------------|--|--|---|
| Arjantin (AR)         | 8,9   | 10076                      | 3075                              | 385  | 4,2  | 0,881                                     |
| Avustralya (AU)       | 24  | 54875                      | 10071                             | 735  | 47   | 0,437                                     |
| Brezilya (BR)         | 6,9   | 8876                       | 2611                              | 160  | 4,0  | 0,775                                     |
| Kanada (CA)           | 20,6  | 46329                      | 15588                             | 149  | 7,4  | 0,444                                     |
| Çin (CH)              | 8,6   | 10144                      | 3905                              | 683  | 6,0  | 0,844                                     |
| Almanya (DE)          | 8,7   | 46795                      | 7035                              | 474  | 3,4  | 0,185                                     |
| Avrupa Birliği (EU)   | 7   | 35089                      | 6022                              | 315  | 3,6  | 0,201                                     |
| Fransa (FR)           | 5,2   | 40579                      | 6940                              | 43   | 3,9  | 0,129                                     |
| Hindistan (ID)        | 7,2   | 4135                       | 808                               | 741  | 34   | 1,751                                     |
| Endonezya (IN)        | 2,5   | 2072                       | 797                               | 808  | 4,2  | 1,188                                     |
| İtalya (IT)           | 6,3   | 33673                      | 5002                              | 331  | 2,9  | 0,187                                     |
| Japonya (JP)          | 9,0   | 40458                      | 7820                              | 554  | 3,6  | 0,221                                     |
| Güney Kore (KR)       | 12,6  | 31902                      | 10497                             | 517  | 6,3  | 0,395                                     |
| Meksika (MEX)         | 5,3   | 9950                       | 2186                              | 464  | 3,3  | 0,528                                     |
| Rusya (RU)            | 13,3  | 11725                      | 6603                              | 385  | 8,2  | 1,137                                     |
| Suudi Arabistan (SA)  | 21,1  | 23451                      | 9048                              | 711  | 5,4  | 0,900                                     |
| Türkiye (TR)          | 5,5   | 9122                       | 2815                              | 498  | 3,0  | 0,604                                     |
| Birleşik Krallık (UK) | 6,4   | 43070                      | 5130                              | 414  | 2,7  | 0,149                                     |
| ABD (US)              | 17,6  | 65095                      | 12994                             | 486  | 5,0  | 0,270                                     |
| Güney Afrika (ZA)     | 9,6   | 6625                       | 4184                              | 1002   | 7,8  | 1,449                                     |

**Kaynak:** (CAT, 2023; CW, 2023; WB, 2023'ten yararlanılarak hazırlanmıştır.)

K-ortalama kümeleme analizinde ilk adım, nihai çözümde üretilecek küme sayısının (k) belirtilmesidir. Algoritma, hesaplamaya kümeler için ilk merkezleri oluşturacak veri kümesinden rastgele k adet nesne seçerek başlar. Seçilen nesnelere aynı zamanda küme araçları ya da "ağırlık merkezleri" olarak adlandırılmaktadır. Daha sonra, kalan nesnelere her biri, en yakın merkezine atanmaktadır. Burada en yakın merkez, nesne ile küme ortalaması arasında Denklem 1'de verilen Öklid mesafesi kullanılarak tanımlanır. Bu adıma "küme atama adımı" denir. Bu adımdan sonra, algoritma tarafından her kümenin yeni ortalama değeri hesaplanmaktadır. Bu adım "küme ağırlık merkezi güncellemesi" olarak adlandırılmaktadır. Küme merkezleri güncellenerek yeniden hesaplandığında, her gözlemin farklı bir kümeye daha yakın olup olmadığına görülmesi için her gözlem yeniden kontrol edilir. Sonrasında tüm nesnelere, güncellenmiş küme araçları kullanılarak yeniden atanır. Küme ataması ve küme ağırlık merkezleri için güncelleme adımları, küme atamalarında değişme durana kadar yinelemeli olarak tekrarlanmaktadır. Küme atamalarının durması küme içindeki nesnelere birbirlerine yakınsadığı anlamına gelmektedir. Küme içindeki nesnelere birbirlerine mümkün olduğunca yakınsadığı noktada artık mevcut yinelemede oluşturulan kümeler önceki yinelemede elde edilen kümelerle aynı olacaktır.

K-ortalama kümeleme algoritmasını oluşturan adımlar aşağıdaki şekilde özetlenebilir:

1. Oluşturulacak küme sayısının (k) analist tarafından belirlenmesi.
2. İlk küme merkezleri veya araçları olarak veri kümesinden rastgele k nesne seçilmesi.
3. Nesne ile ağırlık merkezi arasındaki Öklid mesafesi ölçüm yöntemine bağlı olarak her gözlemin en yakın merkez noktasına atanması.
4. k adet kümenin her biri için, kümedeki tüm veri noktalarının yeni ortalama değerlerinin hesaplanarak küme ağırlık merkezlerinin güncellenmesi. Bir kümenin ağırlık merkezi, o kümedeki gözlemler için tüm değişkenlerin ortalamasını içeren p uzunluğunda bir vektördür ve p değişken sayısıdır.
5. Toplamı kareler toplamı içinde yinelemeli olarak Denklem 7'deki formül kullanılarak en aza indirilmesi. Küme atamaları değişmeyi bırakana veya maksimum yineleme sayısına ulaşılan kadar 3. ve 4. adımların tekrarlanması. R yazılımında maksimum yineleme sayısı olarak 10 kullanılmaktadır.

Kümeleme analizlerinde k-ortalama kümeleme yanında kullanılan diğer bir yöntem hiyerarşik kümeleme analizidir. K-ortalama kümeleme analizinde küme sayısının önceden analizci tarafından belirtilmesi gerekmektedir. Optimum küme sayısının bulunma ya da saptanması gerekliliği k-ortalama kümeleme analizlerinin bir dezavantajı olarak görülebilir. Hiyerarşik kümeleme analizlerinde

kümeler aşağıdan yukarıya bir hiyerarşi içinde oluşturulmaktadır. Bu yüzden hiyerarşik kümeleme analizi önceden küme sayısını belirtilmesini gerektirmeyen alternatif bir yaklaşımdır. İki yaklaşımın da bazı dezavantajları bulunduğunu söylemek mümkündür. K-ortalama kümeleme, kullanıcının önceden küme sayısını belirlemesini ve başlangıç merkez noktalarını rastgele seçmesini gerektirir. Buna karşın hiyerarşik kümeleme, küçük kümeleri belirlemede iyidir, ancak büyük kümeleri tanımlamaz. Hiyerarşik kümeleme analizi algoritmasının adımları aşağıdaki şekildedir:

1. Her veri noktası kendi kümesine yerleştirilir.
2. En yakın iki küme belirlenir ve bunlar bir kümede birleştirilir.
3. Tüm veri noktaları tek bir kümede olana kadar yukarıdaki adımlar tekrarlanır.

Kümeleme analizinde Tablo 1’de verilen ve G20 üyelerinin verilerinin çevresel etki denkliliğini hesaplamalarında kullanılan altı temel bileşen seçilmiştir. Kişi başına düzeyde ifade edilen ilk üç değişken ölçek değişkenleri, birim faaliyet başına ifade edilen diğer yoğunluk değişkenleri ise teknolojik değişkenler olarak değerlendirilebilir. Analize dahil edilen ilk üç değişken, ülkelerin toplam sera gazı emisyonları, toplam milli gelir ve toplam elektrik tüketim miktarlarının kişi başına düzeyde ifade edilmesine olanak sağlamakta; dolayısıyla ülkeler arasında var olan ölçek farklılıklarının elimine edilmesine yardımcı olmaktadır. Elektrik üretiminin emisyon yoğunluğu, birincil enerji tüketiminin emisyon yoğunluğu ve ekonominin emisyon yoğunluğu değişkenleri ise birim faaliyet başına ortaya çıkan emisyon miktarlarının ifade edilmesine olanak sağlamaktadır. Kişi başına emisyon, birincil enerji emisyon yoğunluğu ve ekonomini emisyon yoğunluğu değişkenlerinin hesaplanması için tüm sera gazları, elektrik üretim emisyon yoğunluğu için karbondioksit dikkate alınmıştır.

**Tablo 3. G20 Üyeleri Çevresel Etki Bileşeni Büyüklükleri**

| Ülkeler       | Nüfus (Milyon) | GSYH (Milyar \$) | Sera Gazı (Milyar Ton) | Birincil Enerji (EJ) |
|---------------|----------------|------------------|------------------------|----------------------|
| AR            | 45             | 453              | 399                    | 3                    |
| AU            | 25             | 1392             | 608                    | 6                    |
| BR            | 211            | 1873             | 1452                   | 12                   |
| CA            | 38             | 1742             | 774                    | 14                   |
| CN            | 1408           | 14280            | 12055                  | 142                  |
| DE            | 83             | 3888             | 720                    | 13                   |
| FR            | 67             | 2729             | 352                    | 10                   |
| ID            | 271            | 1119             | 1960                   | 9                    |
| IN            | 1366           | 2832             | 3364                   | 34                   |
| IT            | 60             | 2011             | 376                    | 6                    |
| JP            | 127            | 5123             | 1134                   | 19                   |
| KR            | 52             | 1651             | 0                      | 12                   |
| MEX           | 128            | 1269             | 671                    | 8                    |
| RU            | 144            | 1693             | 1925                   | 30                   |
| SA            | 34             | 804              | 723                    | 11                   |
| TR            | 83             | 761              | 460                    | 6                    |
| UK            | 67             | 2879             | 429                    | 8                    |
| US            | 328            | 21373            | 5771                   | 95                   |
| ZAF           | 59             | 388              | 562                    | 5                    |
| Dünya         | 7684           | 87653            | 49758                  | 584                  |
| G20 Payı      | %59,8          | %77,9            | %67,8                  | %76,1                |
| Diğer Ülkeler | %40,2          | %22,1            | %32,2                  | %23,9                |

**Not:** AB bir bütün olarak G20 payı hesaplamasına dâhil edilmemiştir.

Tablo 3’te G20 üye ülkelerinin nüfus, ekonomik, enerji ve sera gazı yıllık sera gazı emisyonları açısından dünya toplamı içindeki yeri verilmektedir. G20 üyelerinin toplam nüfusu, dünya nüfusunun yaklaşık %60’ına, milli hasılası dünya milli hasılasının %78’ine, yıllık sera gazı emisyonları toplamı dünya toplamının %68’ine ve birincil enerji tüketimi dünya toplamının %77’sine ulaşmaktadır. Dünya toplamı açısından G20 ülkelerinin iyi bir örnek teşkil etmektedir. G20 üyeleri arasında ABD, Kanada, Birleşik Krallık, Fransa, Almanya, İtalya, Japonya aynı zaman gelişmiş ülkeler grubu olarak tanımlanan G7 grubunu oluşturmaktadır. Brezilya, Güney Afrika, Rusya ve Çin BRIC grubu içinde yer almaktadır.

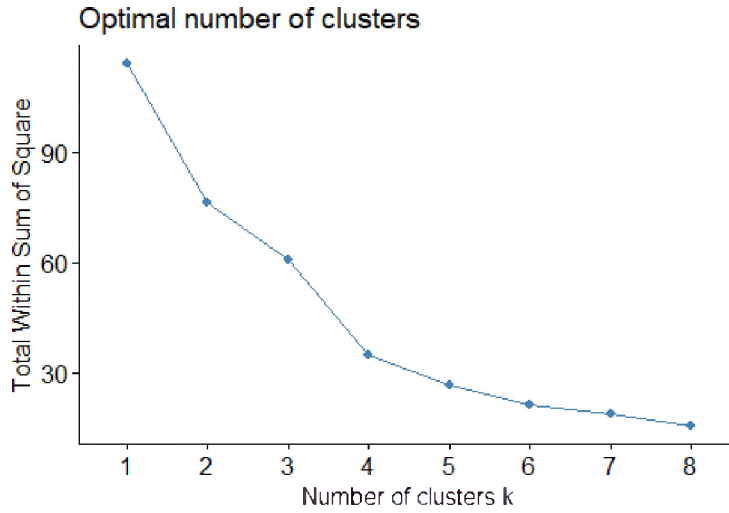
**Tablo 4.** G20 Uyelerinin Buldukları Kıtalar ve Uluslararası Kısaltmaları

| Kuzey Amerika | Güney Amerika | Avrupa                | Afrika            | Asya            | Okyanusya       |
|---------------|---------------|-----------------------|-------------------|-----------------|-----------------|
| Kanada (CA)   | Arjantin (AR) | Almanya (DE)          | Güney Afrika (ZA) | Çin (CN)        | Avustralya (AU) |
| ABD (US)      | Brezilya (BR) | Birleşik Krallık (UK) |                   | Güney Kore (KR) |                 |
| Meksika (MEX) |               | Fransa (FR)           |                   | Endonezya (ID)  |                 |
|               |               | İtalya (IT)           |                   | Hindistan (IN)  |                 |
|               |               | Rusya (RU)            |                   | Japonya (JP)    |                 |
|               |               | Türkiye (TR)          |                   |                 |                 |

Tablo 4'te analize dâhil edilen G20 üye ülkelerinin buldukları kıtalar uluslararası kısaltmaları ile birlikte verilmektedir. G20 üye ülkelerinin farklı kıtalarda yer almaları iklim değışikliđinin küresel niteliđi dikkate alındığında problemin cođrafı ölçeđi için uygun bir örneklem olanađı da sunmaktadır.

### Analiz ve Bulgular

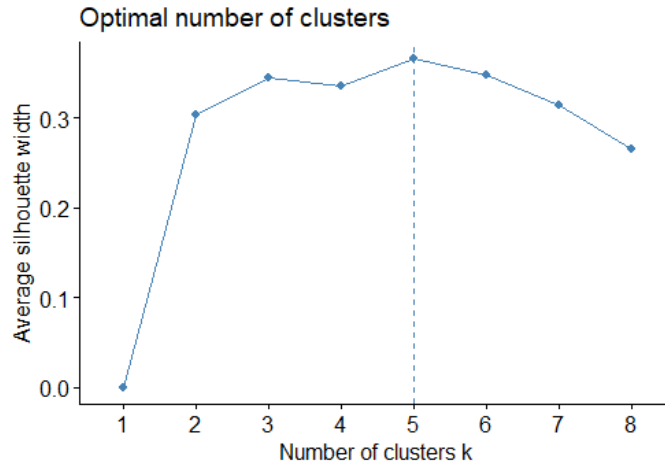
Kümeleme analizlerinde, optimum küme sayısının bulunması için farklı temel olarak üç adet yöntem kullanılmaktadır. Bunlar; (1) dirsek yöntemi, (2) silüet yöntemi ve (3) açıklık istatistiđi yöntemidir. Grafik 2, Grafik 3 ve Grafik 4'te üç farklı yöntemle göre hesaplanan optimum küme sayısı sonuçları verilmektedir. Analize dahil edilen veriler için dirsek yöntemine göre optimum küme sayısı dört veya beş; silüet yöntemine göre beş; açıklık istatistiđi yöntemine göre ise iki veya altı olduğunu ifade etmek mümkündür.

**Şekil 2.** Dirsek Yöntemine Göre Optimum Küme Sayısı**Tablo 5.** Kümeleme Analizi Vektörü

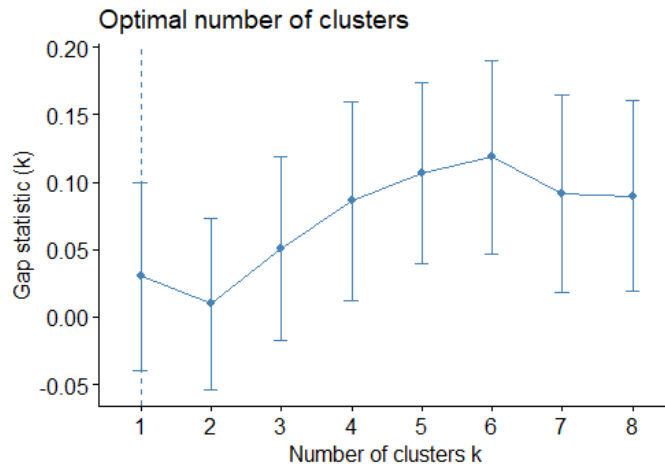
| AR | AU | BR | CA | CH | DE | EU | FR | ID | IN | IT | JP | KR | MEX | RU | SA | TR | UK | US | ZA |
|----|----|----|----|----|----|----|----|----|----|----|----|----|-----|----|----|----|----|----|----|
| 1  | 2  | 1  | 2  | 3  | 4  | 4  | 4  | 5  | 5  | 4  | 4  | 2  | 1   | 3  | 2  | 1  | 4  | 2  | 3  |

Tablo 5'te analiz vektöründe görüldüğü gibi, üyeler dört kümede toplanmaktadır. Buna göre; Arjantin, Brezilya, Meksika ve Türkiye birinci kümeyi oluşturmaktadır. Avustralya, Kanada, Güney Kore, Suudi Arabistan ve ABD ikinci kümede yer almaktadır. Çin, Güney Afrika ve Rusya üçüncü kümeyi oluşturmaktadır. G20 üyelerinden Avrupa kıtasında yer alan ve Birleşik Krallık dışında hepsi AB üyesi olan Almanya, Fransa ve İtalya, AB ile birlikte dördüncü küme içine düşmektedir. Hindistan ve Endonezya ise beşinci kümede yer almaktadır.

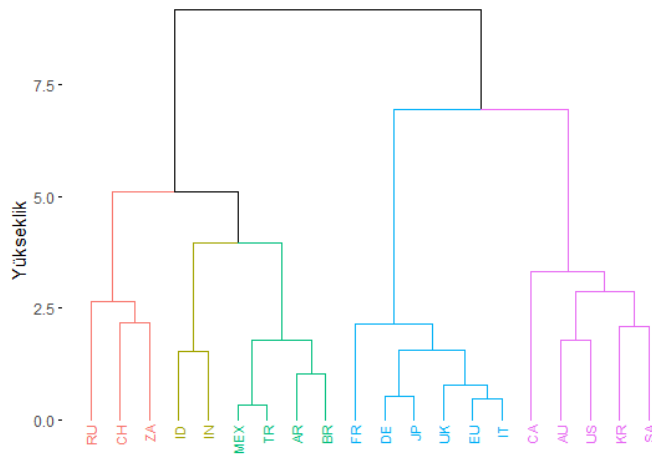
Grafik 5'te kümeleme sonuçlarının dendrogramı; Grafik 6'da ise kümeleme sonuçları temel bileşen analizi ile iki boyuta indirgenerek görselleştirilmektedir.



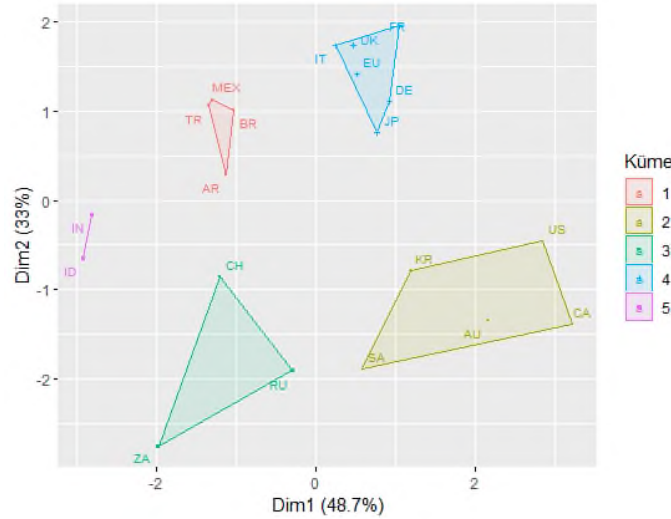
Şekil 3. Silüet Yöntemine Göre Optimum Küme Sayısı



Şekil 4. Açıklık İstatistiği Yöntemine Göre Optimum Küme Sayısı



Şekil 5. Kümeleme Analizi Sonuçlarının Dendrogram Grafiği



Şekil 6. Kümeleme Analizi Sonuçlarının Görselleştirilmesi

## Sonuç

Bir çevre sorunu olarak ulusal ve uluslararası gündemin üst sıralarına yükselmeye başladığı ilk yıllardan itibaren küresel ısınma ve iklim değişikliği ile ilgili tartışmaların en önemli konusu, iklim azaltım hedefi olmuştur. Ekonomik ve ekolojik açıdan etkin ve etkili azaltım hedefi konusunda farklı görüşler ileri sürülmüş, ancak uluslararası düzeyde yapılan anlaşmalar sonucunda azaltım hedefi konusu büyük ölçüde kapanmıştır. 2015 yılında imzalanan Paris Anlaşması ile birlikte 1,5 oC ve 2 oC'lık sıcaklık hedefleri, büyük oranda küresel bir standart haline gelmiştir. Buna karşın ülkeler arasında bulunan ekonomik, sosyal ve teknolojik farklılıklar bu küresel hedefin uygulanmasında önemli bir engel teşkil etmektedir. Nüfus, ekonomi, enerji kullanımı ve sera gazı emisyonları bakımından dünya içindeki payları dikkate alındığında G20 üyeleri üzerine yapılan bir analiz küresel tablonun anlaşılması açısından kritik belirtiler sunmaktadır. Kümeleme analizinin sonuçları; toplam sera gazı emisyonları, milli gelir, enerji ve elektrik tüketimi gibi değişkenlere bağlı olarak ülkeler arasındaki farklılıklara uygun bir tablo ortaya koymaktadır. G20 üyeleri baz alındığında nüfus, ekonomik aktivite ve enerji kullanımı açısından gelişmekte ve gelişmiş ülkeler arasındaki açığın kapandığı görülmektedir. Bununla birlikte yoğunluk değişkenleri gelişmekte ve gelişmiş ülkeler arasındaki ayrımın devam ettiğini göstermektedir. Aralarında Türkiye'nin de bulunduğu Arjantin, Brezilya, Meksika'nın aynı küme içinde olması sürpriz değildir. AB üyesi ülkelerle ABD, Kanada, Güney Kore ve Avustralya'nın ayrı kümelerde yer alması, uluslararası müzakerelerde ülkelerin aldıkları pozisyonların sürpriz olmadığını göstermektedir. En önemli petrol ihracatçıları arasında bulunan Suudi Arabistan'ın ABD ile birlikte 2. küme içinde yer alması da dikkati çekmektedir. Çin, Rusya ve Güney Afrika'nın enerji sistemleri içinde fosil yakıtlar önemli rol oynamaktadır. G20 üyeleri arasındaki farklar Paris Anlaşması'nda belirlenen sıcaklık hedeflerine varılmasını sağlayabilecek emisyon indirimlerinin ülkeler arasındaki işbirliğini zorunlu hale getirdiğini göstermektedir. Bu nedenle Paris Anlaşması hedefleriyle uyumlu emisyon azaltımlarının yapılması, ölçülmesi, raporlanması ve gelişmiş ülkelere yapılacak yatırım, destek ve yardımlar, iklim politikasının asıl tartışma konuları olacaktır.

**Hakem Değerlendirmesi:** Dış bağımsız.

**Çıkar Çatışması:** Yazarlar çıkar çatışması bildirmemiştir.

**Finansal Destek:** Yazarlar bu çalışma için finansal destek almadığını beyan etmiştir.

**Yazar Katkısı:** Çalışma Konsepti/Tasarımı: M.T., S.D.; Veri Toplama: M.T., S.D.; Veri Analizi /Yorumlama: M.T., S.D.; Yazı Taslağı: M.T., S.D.; İçeriğin Eleştirel İncelemesi: M.T., S.D.; Son Onay ve Sorumluluk: M.T., S.D.

**Peer Review:** Externally peer-reviewed

**Conflict of Interest:** The authors have no conflict of interest to declare.

**Grant Support:** : The authors declared that this study has received no financial support.

**Author Contributions:** Conception/Design of study: M.T., S.D.; Data Acquisition: M.T., S.D.; Data Analysis/Interpretation: M.T., S.D.; Drafting Manuscript: M.T., S.D.; Critical Revision of Manuscript: M.T., S.D.; Final Approval and Accountability: M.T., S.D.

**ORCID:**

Mutlu Tüzer 0000-0001-9125-2542  
Seyhun Doğan 0000-0003-3450-0612

**KAYNAKLAR / REFERENCES**

- Climate Action Tracker (CAT) (2023). Data portal. <https://climateactiontracker.org/data-portal/>.
- Climate Watch (CW) (2023). Climate watch: Data explorer. <https://www.climatewatchdata.org/data-explorer/historical-emissions?historical-emissions-data-sources=climate-watch&historical-emissions-gases=all-ghg&historical-emissions-regions=All%20Selected&historical-emissions-sectors=total-including-lucf%2Ctotal-including-lucf&page=1>.
- Erlich, P. R., Holdren, J. P. (1971). Impact of population growth. *Science* 171(3977):1212-1217.
- International Energy Agency (IEA) (2019). CO<sub>2</sub> emissions from fuel combustion: Highlights. IEA/OECD.
- Intergovernmental Panel on Climate Change (IPCC) (1990). Climate change: The ipcc scientific assessment. [https://www.ipcc.ch/site/assets/uploads/2018/03/ipcc\\_far\\_wg\\_I\\_full\\_report.pdf](https://www.ipcc.ch/site/assets/uploads/2018/03/ipcc_far_wg_I_full_report.pdf).
- IPCC (2013). AR5 Climate change 2013: The physical science basis. [https://www.ipcc.ch/site/assets/uploads/2018/02/WG1AR5\\_all\\_final.pdf](https://www.ipcc.ch/site/assets/uploads/2018/02/WG1AR5_all_final.pdf).
- IPCC (2014). AR5 Climate change 2014: Mitigation of climate change. Cambridge University Press.
- Jackson, T. (2009). Prosperity without growth: Economics for a finite planet. EarthScan.
- Nordhaus, W. D. (2013). Climate casino: Risk, uncertainty and economics for a warming world. Yale University Press.
- Nordhaus, W. D. (2021). The spirit of green: The economics of collisions and contagions in a crowded world. Princeton University Press.
- Rahmstorf, S., Schellnhumber, H. J. (2020). İklim Değişikliği teşhisi tahmini çözümü. çev. Hülya Kaya. Runik Kitap.
- Tol, R. S. J. (2014). Climate economics: Economic analysis of climate, climate change and climate policy. Edward Elgar Publishing.
- Tol, R. S. J. (2019). Climate economics: Economic analysis of climate, climate change and climate policy. Edward Elgar Publishing.
- Stern, N. (2007). The economics of climate Change: The stern Review. Cambridge University Press.
- Stern, N. (2015). Why are waiting. The MIT Press.
- U.S. Global Change Research Program (USGCRP) (2017). .Climate science special report: Fourth national climate assessment volume I. [https://science2017.globalchange.gov/downloads/CSSR2017\\_FullReport.pdf](https://science2017.globalchange.gov/downloads/CSSR2017_FullReport.pdf).
- Worldbank (WB) (2023). Worldbank data: Electric power consumption. <https://data.worldbank.org/indicator/EG.USE.ELEC.KH.PC>, 23 Mayıs 2023.

**How cite this article / Atf Biçimi**

Tuzer, M., & Dogan, S. (2023). Sera gazı emisyon ölçütleri üzerine k-ortalama ve hiyerarşik kümeleme analizi: G20 örneği. *EKOIST Journal of Econometrics and Statistics*, 39, 89-100. <https://doi.org/10.26650/ekoist.2023.39.1369769>

# Analysis of the Relationships between Compulsory Health Spending, Doctors, Hospital Beds and Hospital Stays for Türkiye

Esra N. Kılçı<sup>1</sup> 

<sup>1</sup>(Assoc. Prof.), Istanbul University-Cerrahpaşa, Department of Health Economics, Istanbul, Türkiye

## ABSTRACT

A significant part of health expenditures is allocated to hospitals, but whether the funds invested in resources are used successfully or not is determined by assessing factors such as the number of hospital beds and the number of doctors. Additionally, the length of hospital stay is a critical performance indicator. The objective of this paper is to investigate the mutual relationships between compulsory health spending, the number of doctors, the number of hospital beds, and hospital stays in the case of a developing country. We focus on Türkiye using the annual data on compulsory health spending (U.S dollars/capita), the number of doctors (per 1.000 inhabitants), the number of hospital beds (per 1.000 inhabitants), and the length of hospital stay (days) for the period of 1994-2020. In our analysis, following testing the stationary properties of the variables, we employ the Fourier causality tests proposed by Enders and Jones (2016) and Nazlioglu et al. (2016) to analyze the causality links between compulsory health spending, the number of doctors, the number of hospital beds and the length of hospital stay. Our findings confirm the evidence of causal runs from compulsory health spending to the number of hospital beds and from the number of doctors to compulsory health spending in the relevant period.

**Keywords:** compulsory health spending, hospital beds, number of doctors, hospital stay

**JEL Kodu / JEL Code:** I20, H51, C10

## Introduction

Health services around the world are facing the severest global pandemic crisis of a century not only in China, where the virus spread from, but also in the United States, which has the highest coronavirus death toll in the world, and the United Kingdom, which recorded the highest numbers in Europe. The onset of the coronavirus led to high mortality rates in developed countries in Europe such as the United Kingdom, Italy, Spain, and France. North America was the worst affected, resulting in the mobilization of extraordinary healthcare resources and measures. As of March 2021, the total number of worldwide cases reached 117 million, with over 2.6 million deaths (Statista, 2020). During the pandemic, hospital treatment was used more widely, especially in the public sector, and several governments launched large-scale funding packages. The COVID-19 pandemic in all countries stimulated the utilization of physicians and health facilities as well as raised the number of hospital visits, creating a higher demand for medical devices and items (Fitch Solutions, 2020).

According to the data acquired from the European Centre for Disease Prevention and Control (2020) Italy, the country that suffered the most in the Euro-Area, reported nearly 29.350 deaths from March to May, while France and Spain, the other two worst affected countries, reported 25.540, and 25.860 deaths, respectively. The United Kingdom, with the number of deaths at nearly 29.500, and the USA with the number of deaths at 72.100, were also heavily affected, while China, the origin of the virus outbreak, recorded only 4.633 deaths overall. Given the low death rates when compared to advanced economies like the United States, the United Kingdom, Italy, Spain, and France, the Ministry of Health of Türkiye indicates that Türkiye performed well in the fight against the coronavirus pandemic. When confronted with the growing number of cases of COVID-19, Türkiye adopted a series of measures much like other countries. Some of these measures involved confining people over 65 and under 20 years of age at home, blocking road traffic in and out of certain provinces and major cities, suspending domestic and foreign flights, supplying free masks to citizens, building two emergency hospitals in Istanbul and enforcing a curfew for approximately two months (Carnegie, 2020). In addition to these measures, the Ministry of Health (MoH) outlines that Türkiye responded to the coronavirus outbreak with

**Corresponding Author:** Esra N. Kılçı **E-mail:** esra.kilci@iuc.edu.tr

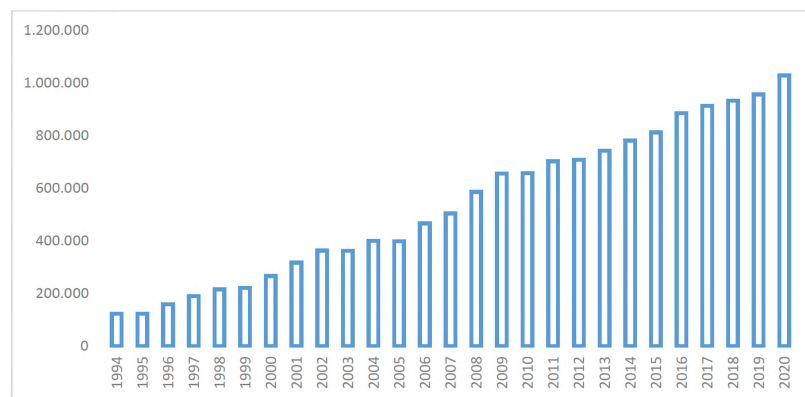
• **Last Revision Received:** 28.07.2023 • **Accepted:** 11.09.2023



This article is licensed under a Creative Commons Attribution-NonCommercial 4.0 International License (CC BY-NC 4.0)

a comparatively strong public healthcare system. Accordingly, a strong infrastructure of public healthcare, advanced technology, and swift proactive steps helped Turkiye prevent the scenarios from happening in other countries that had very high death rates (TRT World, 2020).

Healthcare indicators in Turkiye showed that the Health Transformation Program, which began in 2003 to support the healthcare system, provide equity amongst people, increase healthcare efficiency, and improve healthcare quality, has been effective. Parallel to the HTP, health expenditures changed dramatically from 2003 to 2018. Access to healthcare services and social health status indicators improved with an increasing level of patient satisfaction after the HTP initiative was implemented. Investments in the health system led to an improvement in the healthcare indicators in Turkiye, so we aim to analyze the causality relationship between compulsory health spending and selected health indicators in this study. Graph 1 shows the upward trend in compulsory health spending (US dollars/ capita) from 1994 to 2020.



Source: OECD, World Bank

**Figure 1.** Compulsory Health Spending (US Dollars Capita): 1994-2020

Our study adds to academic literature in numerous ways. A large part of health expenditures is allocated to hospitals, but whether the funds allocated to resources are used effectively or not is measured by examining variables such as the number of hospital beds and the number of doctors. In addition, the length of a hospital stay is a key performance output. The resources used as inputs in performance evaluation studies such as health personnel, number of beds, and number of medical devices are compared with the outputs obtained including the number of examinations, number of inpatients, length of stay, number of surgeries, and number of births. Accordingly, hospitals can be characterized as effective or ineffective as emphasized by Boz et al. (2018). To the best of our knowledge, this study is one of very few in the academic literature that focuses on the mutual relationships between health spending and health indicators such as hospital beds, the number of doctors, and the length of hospital stays. Our study extends the literature by focusing on compulsory health spending and those health indicators of a developing country. Consistent increases in healthcare costs are a major issue for policymakers in every country, including Turkiye. We focus on answering the question of whether healthcare indicators improve when healthcare spending increases. This study critically assesses this idea by reviewing relevant literature, with the goal of providing a deeper and more nuanced look at the connections in question. Furthermore, our study contributes empirically. We use recently proposed causality tests which allow for structural breaks through the Fourier functions. When Fourier terms are utilized to include structural breaks, causality results differ from previously reached results, and stronger relationships are identified.

The remainder of the paper is organized as follows: the next section reviews the outlook of Turkiye's healthcare system before 2000 and in the post-2003 period with the implementation of the Health Transformation Program. The third section briefly discusses the relevant literature and the fourth section provides the methodology, presents the data, and reports empirical findings. Finally, the last section concludes by addressing some policy implications.

### **A Brief Review of the Turkish Health System: pre-2000 and post-2000**

Many countries developed national programs to make sure their health systems were prepared to manage an outbreak like the COVID-19 pandemic. This policy change allowed public health authorities to respond effectively to reports of suspicious cases, identify contacts that were at risk, and manage these types of cases; while hospitals had the requisite resources and guidelines to maintain infection prevention protocols, secure healthcare workers, and mitigate risk to the general public (World Health Organization, 2020). The stronger a country's health system is, the greater its ability to fight and minimize the adverse effects



of a pandemic. Today, Turkiye has a strong healthcare system when compared to twenty years ago, while struggling with the coronavirus pandemic. Therefore, the system performed well during the pandemic as stated by the Ministry of Health of Turkiye.

Turkiye’s healthcare system underwent a major renovation with the Health Transformation Program in 2003. It was designed to address the fundamental weaknesses in the system by improving accessibility to healthcare services and care delivery quality, upgrading the old system, and strengthening the social security framework to cover the vast majority of the population (Kilci, 2021). Table 1 summarizes the major developments in the Turkish healthcare system in the period from 2003-2018.

**Table 1.** Major Developments in Turkish Healthcare System (2003-2018)

|      |   |
|------|---|
| 2003 | <ul style="list-style-type: none"> <li>• Acheived universal health coverage.</li> </ul>   |
| 2004 | <ul style="list-style-type: none"> <li>• The family medicine model pilot legislation was implemented and the practice of this family model improved the access and equality of care.</li> <li>• Implemented a performance-based supplementary payment framework that linked healthcare payments to operational performance standards in MoH hospitals in order to provide greater independence for public hospitals over revolving fund management.</li> <li>• Established an international reference pricing system for drugs to pharmaceuticals.</li> <li>• Improved green card (GC) deployment coverage to ensure more effective implementation of this system. Implemented the "Reimbursement Commission," which abolished various social security agencies that operated separate reimbursement commissions, and the adoption of a joint model.</li> </ul> |
| 2005 | <ul style="list-style-type: none"> <li>• Transferred the Social Insurance Organization’s healthcare facilities to the MoH, which reduced uncertainty in the provision of the public sector and separated the role of purchasing health services from the task of procurement.</li> <li>• Established a single social security organization.</li> <li>• Added a quality element to the performance-based supplementary payment system (PBSP) in MoH hospitals.</li> <li>• Launched the practice of “Family Medicine” within the framework of the HTP.</li> <li>• Formed a positive list for drugs.</li> </ul>  |
| 2006 | <ul style="list-style-type: none"> <li>• Established the pharmaceutical expenditure tracking system within SSI</li> <li>• Adopted the “Social Security and General Health Insurance Law”.</li> <li>• United the public insurance schemes including “Government Employees Retirement Fund”, “Social Security Institution” and “Bag-Kur” under the newly established Social Security Institution.</li> <li>• Consolidated healthcare financing institutions through the Health Transformation and Social Security Reform.</li> <li>• Introduced global budgets (hospital-level budget ceilings) for MoH hospitals to control overall public spending.</li> </ul>  |
| 2007 | <ul style="list-style-type: none"> <li>• Presented proposed legislation on the pilot program of public hospital organizations.</li> <li>• Added new elements to the HTP following the formation of the new government in 2007, which involved health promotion for a safer future and healthier life schemes, that aimed at multi-dimensional health accountability for mobilizing citizens, cross-sectoral cooperation, and cross-border health services to improve the country’s international strength.</li> <li>• Developed an institutional performance evaluation framework.</li> </ul>   |
| 2008 | <ul style="list-style-type: none"> <li>• Brought the “Social Security and General Health Insurance Law” into effect and introduced the “General Health Insurance Program” to create a financially sustainable social security system covering the entire population.</li> </ul>   |
| 2010 | <ul style="list-style-type: none"> <li>• Utilized global budgets (budget ceilings) for drugs.</li> <li>• Extended the family medicine model for all of Turkiye.</li> </ul>  |
| 2011 | <ul style="list-style-type: none"> <li>• Reorganized MoH’s stewardship role.</li> <li>• Formed public hospital unions to boost health service efficiency and quality.</li> <li>• Established the “Turkish Medicine and Medical Devices Agency”.</li> </ul>  |
| 2012 | <ul style="list-style-type: none"> <li>• Achieved full integration of health insurance by moving the GC system for the poor to SSI.</li> </ul>  |
| 2014 | <ul style="list-style-type: none"> <li>• Introduced “Complementary Health Insurance”.</li> </ul>  |
| 2015 | <ul style="list-style-type: none"> <li>• Launched a Health System Strengthening and Support Program (USD 134.12 million) that was aimed at improving the primary and secondary prevention of identified NCDs, increasing the efficiency of public hospital management, and enhancing the ability of evidence-based policymaking at the MoH.</li> </ul>  |
| 2017 | <ul style="list-style-type: none"> <li>• New drug investments implemented by the “Turkish Medicine and Medical Devices Agency”.</li> <li>• Undertook investments for improving the “Health Tourism Department”.</li> </ul>  |
| 2018 | <ul style="list-style-type: none"> <li>• Established the model of “City Hospital” to enhance the health system and healthcare standards.</li> </ul>   |

Source: OECD (2005), OECD (2014), OECD (2017), OECD (2019), Kilci (2021), Kilci (2022), Okem and Cakar (2015), Yasar (2010), World Bank (2018), World Bank (2019).

Major health status indicators improved dramatically as a result of the Health Transformation Program. Patient satisfaction and healthcare indices improved, leading to lower infant and maternal mortality and a longer life expectancy. The World Bank data showed that once HTP was implemented, life expectancy rose to 75 in 2012 from 71 in 2001, only a few years before the program began. There was a remarkable increase in the availability of hospital beds, medical professionals, and nursing staff. The program

also contributed to quantifiable changes in healthcare, including an expansion in resources, personnel, and infrastructure, bringing greater patient satisfaction (Oxford Business Group Report, 2015).

## Literature Review

In the academic literature, the causality from life expectancy and healthcare-related developments to economic growth has been widely studied since the 1950s. Accordingly, healthcare expenditures contributed to the productivity of human capital; as a result, positive developments in the healthcare area have had economic significance. In the studies that focused on the hypothesis of “health-oriented growth”, the growth impacts of rising life expectancy as a summary measure of health status and the possible ways in which health might affect productivity were examined. Studies indicated that improved health status could potentially have positive growth impacts via the following channels: increasing the current value of schooling and, thereby, motivating young people to spend more in human capital, acquiring higher school and job participation rates thanks to fewer days of illness, enhancing the alertness and functioning performance of students at school and staff in the workforce, decreasing fertility rates, growing returns to investment in human capital and higher learning quality (Madsen, 2018).

The research in the literature supported stable trends for improving health conditions and rising health spending in developed countries. For example, the average rate of infant mortality decreased from 3.3 to 0.6 per 1000 live births; the average life expectancy at birth for females increased from 72.5 to 80 years; the average life expectancy at birth for males increased from 67.6 to 73.6 years while the total health expenditure to GDP ratio increased from 3.4 percent to 7.7 in countries across the European Union from 1960 to 1995 (Nixon and Ulmann, 2006). Nonetheless, the findings on the connection between health expenditure and health outcomes remained unclear because of the difficulties in separating the influence of the health service input as a determinant of health conditions outputs which therefore caused measurements to be ineffective. Focusing on the contribution of healthcare expenditure and health outcomes, Nixon and Ulmann (2006) carried out an analysis of the European Union during the period 1980-1995 by utilizing infant mortality and life expectancy as dependent variables and health expenditure as the independent variable and found that health expenditure was one of the major factors contributing to health performance quantitatively and qualitatively. Accordingly, they suggested that health expenditure was an important driver in reducing infant mortality, though it only contributed slightly to improving life expectancy for both men and women.

Jaba et al. (2014) investigated the impact of health resources on health outcomes for a group of countries identified by the level of income and geographical location. They sought to measure the influence of health expenditures per capita on life expectancy at birth and to see if health expenditures per capita increased significantly along with a rise in longevity for developed countries, particularly for European countries. Their findings indicated a strong correlation between healthcare expenditure and life expectancy. Moreover, country impacts were noteworthy and demonstrated the existence of notable variations between countries. While health expenditures are expected to impact health outcomes, it should be noted that the effectiveness of transmitting expenditures into improved health outcomes could vary considerably. In this sense, some countries obtain better health outcomes than others, even with lower health expenditures per capita. From this perspective, Ray and Liden (2020) attempted to address the question of whether private and public health expenditures were correlated with healthcare indicators such as infant mortality and life expectancy at birth for countries and whether higher private and public health expenditures in low-income countries would boost health conditions in comparison with high-income countries. With this in mind, they analyzed the influence of private and public health expenditures on infant mortality and life expectancy at birth for 195 countries throughout 1995-2014 by dividing the data set into groups based on life expectancy growth, infant mortality rate decreases, and gross national income per capita level. Their findings suggested that public health expenditures impacted healthcare indicators more than private health expenditures. The second question could not be answered positively which meant that although favorable public expenditure impacts were observed in poor countries, the effects of private health expenditures were either insignificant or equal to the impact of public health expenditure, which means that this result was partially sensitive to the methodology employed. In a recent study that focused on the South-East Asia Region, Behera and Dash (2020) analyzed the effectiveness of health expenditures on healthcare outcomes for the period from 2000 through 2014 by dividing health expenditures into four groups; government health expenditures from domestic sources, external assistance of health to the government, private out-of-pocket, and private not out-of-pocket expenditure. By employing such indices of health conditions such as infant mortality, life expectancy, index of universal health coverage, immunization coverage, and undernourishment prevalence, they found evidence of positive impacts from total health expenditures, particularly the public health expenditures on improving life expectancy and reducing infant mortality. They also noticed a strong positive relationship between health expenditures and the universal health coverage index. In another study, Othman-Abdullah (2022) examined the links between government health expenditures and a variety of health-related variables for Iraq between 2005 and 2020. They found that spending related to factors like the number of hospitals and beds as well as the total number of healthcare facilities. These findings, however, revealed that government health expenditures did not significantly relate to the number of doctors. Similarly, Tiehi and Coulibaly (2022) investigated the factors influencing government healthcare spending in Africa and they revealed that population growth, hospital beds, nurses-midwives, number of doctors, corruption scores,

and political stability did have an impact on government spending. As a consequence of the COVID-19 pandemic, the quantity of research on the health system and health expenditures is likely to rise dramatically in the future.

**Data and Econometric Methods**

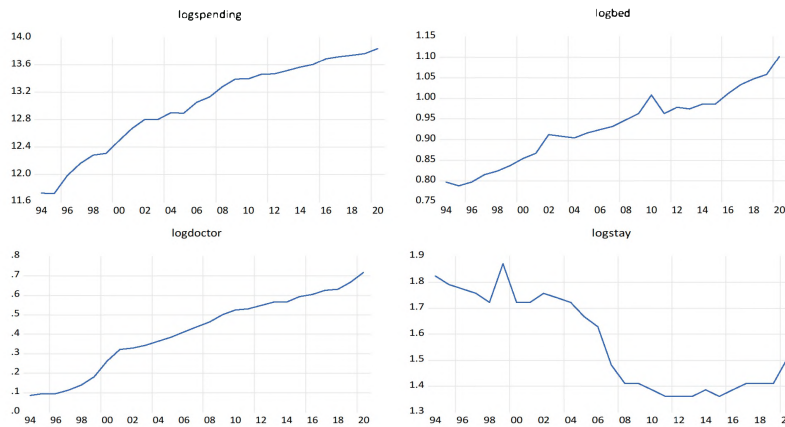
**Data**

This study evaluates the mutual links between compulsory health spending and selected health indicators. We use the annual data on compulsory health spending (US dollars/capita), hospital beds (per 1.000 habitants), the number of doctors (per 1.000 inhabitants), and length of hospital stay (days) for the period from 1994 to 2020 which covers the first wave of the COVID-19 pandemic and we aim to emphasize the importance of an investment in the healthcare sector through health spending particularly during the COVID-19 pandemic. We collect statistics from the OECD, World Bank, and Ministry of Health and use the logarithmic forms of the variables. Table 2 presents the variables which we use in our analysis.

**Table 2.** Definition of the variables

|                      | Variables                  | Abbreviation | Type     | Source           |
|----------------------|----------------------------|--------------|----------|------------------|
| Independent Variable | Compulsory Health Spending | SPENDING     | Annually | OECD, World Bank |
| Dependent Variable   | Hospital Beds              | BED          | Annually | OECD, MoH        |
| Dependent Variable   | The Number of Doctors      | DOCTOR       | Annually | OECD, World Bank |
| Dependent Variable   | Length of Hospital Stay    | STAY         | Annually | OECD, World Bank |

Figure 1 shows the graphs of the logarithmic form of the variables.



**Figure 2.** Graphs of the variables

**Methods**

In our analysis, we employ the Enders and Lee (2012) Fourier ADF unit root test to assess the stationary properties of the variables. Enders and Lee (2012) take into account the Dickey-Fuller test where the deterministic term is a function of time, denoted by  $\alpha(t)$ , as follows:

$$y_t = \alpha(t) + \rho y_{t-1} + \gamma t + \varepsilon_t, \tag{1}$$

where  $\alpha(t)$  is a deterministic function of t and  $\varepsilon_t$  is a stationary disturbance with variance  $\sigma_\varepsilon^2$ . Enders and Lee (2012) seek

evidence against the assumption that there is no unit root (i.e.,  $\rho = 1$ ). Once the form of  $\alpha(t)$  is undefined, any test for  $\rho = 1$  becomes difficult if  $\alpha(t)$  is not given correctly. They use the Fourier expansion as an estimate for the form of the functional variable  $\alpha(t)$ , which remains unknown.

$$\alpha(t) = \alpha_0 + \sum_{k=1}^n \left( \alpha_k \sin \frac{2\pi kt}{T} + \beta_k \cos \frac{2\pi kt}{T} \right); n \leq T/2, \quad (2)$$

where  $n$  is the total number of frequencies used in the estimation,  $k$  represents a specific frequency, and  $T$  is the total number of observations.

If  $\alpha_1 = \beta_1 = \dots = \alpha_n = \beta_n = 0$ , it is evident that the process is linear, and standard methods for checking for unit roots might be used. A break or nonlinear trend, in contrast, requires the presence of in the data-generating process, at least one Fourier frequency. One significant benefit of the Fourier approximation is that it is a global approximation rather of a local one. In a regression analysis, it is not practical to utilize a very big value of  $n$ . Overfitting is a potential issue when many frequency components are used. So instead of proposing the precise form of  $\alpha(t)$ , they attempt to choose appropriate frequencies to put in Equation (2). They only employ one frequency,  $k$ , and focus on the testing regression in this respect.

$$\Delta y_t = \rho y_{t-1} + c_1 + c_2 t + c_3 \sin \frac{2\pi kt}{T} + c_4 \cos \frac{2\pi kt}{T} + e_t. \quad (3)$$

In Equation (3), Enders and Lee (2012) allow  $\tau DF_t$  represents the t-statistic for the null hypothesis  $\rho = 0$ . After determining that the asymptotic properties of the DF version of the test are identical to those of the LM version of the test, they prefer not to provide the asymptotic distribution. As with the other alternative tests, it is crucial to note that the critical values for the null hypothesis of a unit root will depend entirely on the frequency  $k$  and the sample size  $T$ . However, they are independent of the coefficients of the Fourier terms and other deterministic terms. Hence, simulations allow Enders and Lee (2012) to systematize critical values. The study's critical values for  $\tau DF_t$  are documented in Tables 1a and 1b. The following is a possible implementation of the break test if the value of  $k$  is estimated. Initially, they make an approximation of Equation (3) for all integer values of  $k$  as  $1 \leq k \leq 5$ . Specifically, it is observed that is the result of the regression with the smallest sum of squared residuals (SSR). Assuming serial correlation in the residuals, more lagged values of  $\Delta y_t$  could be added to Equation (3). Second, they provide evidence supporting the feasibility of conducting pretests for nonlinearities. In order to do so, they do the standard F-test for the null hypothesis implying  $c_3 = c_4 = 0$ . The F-statistic distribution becomes non-standard if the unit-root null is placed on the data-generating process (DGP). In case the value of  $F$  in the sample is smaller than the critical value specified in the study, the null hypothesis of a linear trend could not be rejected. They recommend using the standard linear Augmented Dickey-Fuller test instead.

Next, we analyze the causality links between the variables using the Fourier Granger causality test developed by Enders and Jones (2016) and the Fourier Toda Yamamoto test proposed by Nazlioglu et al. (2016). Due to the gradual changes in the interconnections between the variables and the inadequacy of linear specifications in capturing the connections, the econometric analyses are often not clear and straightforward. Since several smooth mean shifts are prevalent in the VAR system, Enders and Jones (2016) allow the adaptable Fourier form to detect them and to address the Granger-causality tests with short-term dynamics. Enders and Jones (2016) verify the non-stationarity of the variables and then, after using the Flexible Fourier Form to account for breaks, they examine the linear VAR as follows:

$$z_t = \delta + \sum_{i=1}^{11} A_i z_{t-i} + e_t \quad (4)$$

where  $\delta$  denotes a  $(4 \times 1)$  vector of intercepts,  $A_i$  represents  $(4 \times 4)$  coefficient vector and  $e_t$  shows the vector of innovations. Here, there are two major issues. To begin with, there are unaccounted-for structural fractures in the system defined by Equation (4). Further, since an unrestricted VAR is likely to be overparameterized, the confidence intervals shown in the depiction may be too wide. To demonstrate how ignored breaks might confound Granger causality tests, they implement a common approach and place constraints on the VAR that are suggested by the Granger causality tests. Their findings point to a lack of interaction between the variables. Because of the strong reactions, the series tends to respond solely to its own shocks. Then, instead of the VAR provided by Equation (5), Enders and Jones (2016) let the deterministic regressors be as follows:

$$z_t = \delta(t) + \sum_{i=1}^{11} A_i z_{t-i} + e_t \quad (5)$$

$$\delta(t) = [\delta_1(t), \delta_2(t), \delta_3(t), \delta_4(t)]' \tag{6}$$

and each intercept  $\delta_{it}$  is affected by n Fourier frequencies in such a way that:

$$\delta_i(t) = \alpha_i + \beta_i t \sum_{k=1}^n \alpha_i k \sin\left(\frac{2\pi kt}{T}\right) + \beta_{ik} \cos\left(\frac{2\pi kt}{T}\right) \tag{7}$$

Finally, Enders and Jones (2016) acquire the equation below to employ the Fourier Granger causality test.

$$y_t = \alpha_0 + \gamma_1 \sin\left(\frac{2\pi kt}{T}\right) + \gamma_2 \cos\left(\frac{2\pi kt}{T}\right) \beta_1 y_{t-1} + \dots + \beta_u y_{t-u} \tag{8}$$

Results for the Granger causality vary significantly from those previously acquired when the Fourier terms are employed to adjust for breaks. When Enders and Jones (2016) include trigonometric functions in the model, they find stronger linkages and more complex interactions between the variables than the Granger-causality findings provided by the linear VAR. Furthermore, since taking the difference of variables might lead to a loss of information, Nazlıoğlu et al. (2016) extend the Fourier causality test proposed by Enders and Jones (2016). In the Fourier Toda Yamamoto causality test, Nazlıoğlu et al. (2016) use the following equation.

$$y_t = \alpha_0 + \gamma_1 \sin\left(\frac{2\pi kt}{T}\right) + \gamma_2 \cos\left(\frac{2\pi kt}{T}\right) \beta_1 y_{t-1} + \dots + \beta_{p+d} Y_{t-p+d} + e_t \tag{9}$$

Here, the Granger causality is tested utilizing the terms of Wald statistics and the Fourier. In case the Fourier terms are utilized to include structural breaks, the results of causality differ from previously reached results, similar to the test proposed by Enders and Jones (2016), and stronger relationships can be identified.

### Analysis Findings

To evaluate the stationary characteristics, we apply the Fourier ADF unit root test in the first part of our analysis. The results of the unit root test are shown in Table 3.

**Table 3.** The findings of the Fourier ADF unit root test

| Variables | Frequency(k) | MinSSR   | FADF Test-statistic | F-Statistic  |
|-----------|--------------|----------|---------------------|--------------|
| SPENDING  | 1            | 0.073118 | -5.724808***        | 14.05772***  |
| BED       | 1            | 0.004385 | -2.484142           | 3.738887     |
| DOCTOR    | 1            | 0.004779 | -3.793270           | 8.037419*    |
| STAY      | 1            | 0.040787 | -5.883179***        | 18.228570*** |

Note: Critical values for FADF t-statistic for k=1 and T=27 are -4.95, -4.35, and -4.05 at 1%, 5%, and 10%. In addition, critical values for F-statistic are 12.21, 9.14 and 7.78 at 1%, 5%, 10%, respectively. A linear trend is employed in the model.

When we examine the Fourier ADF unit root test, we notice that the “SPENDING” and “STAY” variables are stationary since both the FADF T-statistic and F-statistic are bigger than the critical values specified in the study of Enders and Lee (2012). The “DOCTOR” variable has a unit root since the FADF T-statistic is less than the critical values stated despite the fact that the F-statistic is greater than the critical values stated. On the other hand, for the “BED” variable since the F-statistic is less than the critical values specified in the study of Enders and Lee (2012) we need to use the standard ADF unit root test. The ADF test also confirms that the “BED” variable does have unit root since prob. value 0,2951 is greater than 0.05. In the following stage, we examine the causal links between variables, and we employ the Fourier Granger causality test for the variables that were I(0) and the Fourier Toda Yamamoto causality test for the variables that become stationary at different levels. Table 4 presents the findings.

According to Table 4, there are causality runs from the “SPENDING” variable to “BED” and from “DOCTOR” to “SPENDING” since the bootstrap p-value is less than 0.01 while there are no causality runs from “BED” to “SPENDING”, from “SPENDING” to “DOCTOR”, from “SPENDING” to “STAY”, and from “STAY” to “SPENDING”. These findings mean that compulsory health spending does have an impact on hospital beds and the number of doctors does have an impact on compulsory health spending

**Table 4.** The findings of the Fourier Granger and Fourier Toda-Yamamoto test

| Relationship | Wald-test | asymptotic p-value | bootstrap p-value | Optimal p | Optimal k |
|--------------|-----------|--------------------|-------------------|-----------|-----------|
| SPENDING→    |           |                    |                   |           |           |
| BED          | 16.046135 | 0.000327***        | 0.000530***       | 2         | 1         |
| BED →        |           |                    |                   |           |           |
| SPENDING     | 0.219219  | 0.896183           | 0.892600          | 2         | 1         |
| SPENDING→    |           |                    |                   |           |           |
| DOCTOR       | 0.912966  | 0.633507           | 0.645500          | 2         | 1         |
| DOCTOR→      |           |                    |                   |           |           |
| SPENDING     | 14.92427  | 0.000574***        | 0.005600***       | 2         | 1         |
| SPENDING→    |           |                    |                   |           |           |
| STAY         | 2.741721  | 0.253888           | 0.280500          | 2         | 1         |
| STAY→        |           |                    |                   |           |           |
| SPENDING     | 3.132469  | 0.208830           | 0.232300          | 2         | 1         |
| BED→         |           |                    |                   |           |           |
| STAY         | 1.679782  | 0.431757           | 0.445500          | 2         | 1         |
| STAY→        |           |                    |                   |           |           |
| BED          | 6.512072  | 0.038540**         | 0.071300*         | 2         | 1         |
| DOCTOR→      |           |                    |                   |           |           |
| STAY         | 1.289550  | 0.256130           | 0.270900          | 1         | 1         |
| STAY→        |           |                    |                   |           |           |
| DOCTOR       | 0.000232  | 0.98782722         | 0.985700          | 1         | 1         |

Note: \*\*\*, \*\*, and \* show the statistical significance level at 1%, 5%, and 10%. The findings are acquired by using Akaike criteria and 10.000 bootstrap value. Since n is less than 50, we use the bootstrap p-value.

**Table 5.** Caption

| Variables | Frequency(k) | MinSSR   | FADF Test-statistic | F-Statistic  |
|-----------|--------------|----------|---------------------|--------------|
| SPENDING  | 1            | 0.073118 | -5.724808***        | 14.05772***  |
| BED       | 1            | 0.004385 | -2.484142           | 3.738887     |
| DOCTOR    | 1            | 0.004779 | -3.793270           | 8.037419*    |
| STAY      | 1            | 0.040787 | -5.883179***        | 18.228570*** |

Note: Critical values for FADF t-statistic for k=1 and T=27 are -4.95, -4.35, and -4.05 at 1%, 5%, and 10%. In addition, critical values for F

in the analysis period. It is an expected result since investment in healthcare system can lead to improvement in the healthcare equipment such as hospital beds. In addition, the increase in the number of doctors might lead to an increase in compulsory spending.

### Conclusion and Policy Implications

In this paper, we review the evolution of the health system in Turkiye in the post-crisis period in which the Health Transformation Program has been implemented and analyze the mutual causality links between compulsory health spending and health indicators including hospital beds, the number of doctors and hospital stay from 19994 through 2020. In our analysis, we utilize the Fourier causality test proposed by Enders and Jones (2016) and the Fourier Toda Yamamoto causality test proposed by Nazlioglu et al. (2016). The findings of the causality test show that there is a short-run relationship between compulsory health spending and hospital beds and between the number of doctors and compulsory health spending. The evidence of a causality relationship between compulsory healthcare spending and hospital beds is an expected result. Since 2003, public healthcare spending in Turkiye has grown under the HTP framework, leading to a modest rise in the number of available hospital beds. Of course, it is not very easy to say whether healthcare expenditures improve the healthcare system. It is crucial to quantify the worth of healthcare production and to find out how well it is doing. Generally, an increase in health expenditures must result in an increase in the healthcare being

provided if the health of a population improves in response to the rise in spending. In this sense, the capacity of hospital beds is an important indicator of healthcare resources. Reduced availability of beds is likely to have a negative effect on treatment and add to long queues. Higher spending on healthcare means more healthcare resources in general and more beds in supply in particular. Our findings also support the evidence of a causality relationship between the number of doctors and compulsory healthcare spending. Although we expect that compulsory healthcare spending will increase as the number of doctors rises, it seems unclear how the medical staff affects the growth of healthcare spending. For instance, Chernew et al. (2009) studied the link between primary care doctors and health spending growth in the period from 1995-2005 and argued that the share of primary care doctors is uncorrelated with healthcare spending. In this context, they emphasized that more study was required before a primary care doctor's possible causative influence could be evaluated. In another study, Othman-Abdullah (2022) found that government health expenditures did not correlate with the number of doctors while there was a causality link between government health spending and hospital beds. Our findings are partly in line with Othman-Abdullah (2022) since our findings support the evidence of a causality relationship between these two variables. This finding is also in line with Tiehi and Coulibaly (2012) in which a relationship was found between the number of doctors and government health spending.

We could not find any causality link between compulsory health spending and the length of a hospital stay in our analysis. Indeed, the length of time a patient is hospitalized is often used as a measurement of how well treatment is being delivered. The fewer days a patient spends in the hospital the less money and time will be spent on their care. A shorter patient stay might be a valuable efficiency indicator if it is assumed that care quality has not decreased. Walsh et al. (2022) indicated that healthcare systems might react to resource shifts and one way to do this is to raise the occupancy rate, shorten the average duration of stay, and cut down on the number of new patients admitted. Although the length of stay is a major indicator of efficiency in the healthcare industry, changes in the length of stay without knowing the context might be unproductive. In addition, the results make one wonder whether it's fair to use length of stay as an efficiency measure, especially when the reasons for changes in length of stay are analyzed in isolation from other indicators.

We also have some limitations in our study. For instance, we could not find data regarding the variables after 2020. In addition, when we checked the subcategories under hospital bed, we could not reach sufficient data. In response to the COVID-19 pandemic, Türkiye took measures to control the transmission of the epidemic, in addition to providing economic support to that impacted several groups in the community. However, the effects of the COVID-19 pandemic are estimated to have a significant adverse impact on Türkiye, further weakening macroeconomic fundamentals such as economic growth, industrial production, and unemployment rate. Therefore, the macroeconomic variables should be included with a larger data set in an analysis in the future.

---

**Peer Review:** Externally peer-reviewed.

**Conflict of Interest:** The authors have no conflict of interest to declare.

**Grant Support:** The authors declared that this study has received no financial support.

---

#### ORCID:

Esra N. Kılci 0000-0002-2239-4560

#### REFERENCES

- Behera, D. K. & Dash, U. (2020). Is Health Expenditure Effective for Achieving Healthcare Goals? Empirical Evidence from South-East Asia Region. *Asia-Pacific Journal of Regional Science*, 4(2), 593-618.
- Boz, C., Yılmaz, F. & Senel, İ. K. (2018). Türkiye Kamu Hastane Birliklerinin Yatak Kullanım Performansı Üzerinde Etkili Olan Faktörler. *Ombudsman Akademik*, 5(9), 203-221.
- Carnegie Europe (2020). The Ripple Effects of the Coronavirus in Turkey. <https://carnegieeurope.eu/strategieurope/81574>(Cited 04.05.2020).
- Chernew, M. E., Sabik, L., Chandra, A. & Newhouse, J. P. (2009). Would Having More Primary Care Doctors Cut Health Spending Growth? *Health Affairs*, 28(5), <https://doi.org/10.1377/hlthaff.28.5.1327>
- Enders W. & Lee, J. (2012), The Flexible Fourier Form and Dickey-Fuller Type Unit Root Tests. *Economics Letters*, 117(1), 196-199.
- Enders, W & Jones, P. (2016) Grain Prices, Oil Prices, and Multiple Smooth Breaks in a VAR. *Studies in Nonlinear Dynamics & Econometrics*, 20(4), 399-419.
- European Centre for Disease Prevention and Control (2020) Publication and Data. <https://www.ecdc.europa.eu/en/publications-data/download-todays-data-geographic-distribution-covid-19-cases-worldwide> (Cited 30.04.2020).

- Fitch Solutions (2020), Emerging Market Healthcare Systems Poorly Positioned to Tackle Covid-19 Pandemic. <https://store.fitchsolutions.com/all-products?type=Special%20Reports> (cited 24.04.2020).
- Jaba, E., Balan, C. B. & Robu, I-B. (2014). The Relationship between Life Expectancy at Birth and Health Expenditures Estimated by a Cross-Country and Time-Series Analysis, *Procedia Economics and Finance*, 15, 108-114.
- Kilci, E. N. (2021). A Study on Financial Sustainability of Healthcare Indicators for Turkey under the Health Transformation Program. *The International Journal of Health Planning and Management*, 36 (4), 1287-1307.
- Kilci, E. N. (2022). Can We Increase Health Expenditure Per Capita Through Higher Economic Growth? Empirical Evidence from Turkey. *Ekoist: Journal of Econometrics and Statistics*, 36, 137-152.
- Madsen, J. B. (2018). Health-Led Growth Since 1800. *Macroeconomic Dynamics*, 22(4), 961-1000.
- Ministry of Health of the Republic of Turkey (2003). Health Transformation Program. <https://www.mindbank.info/item/3885> (Cited 11.01.2020).
- Ministry of Health - MoH (2022). Health Statistics Yearbooks. <https://sbsgm.saglik.gov.tr/TR-93445/saglik-istatistikleri-yilligi.html> (Cited 01.11.2022).
- Nazlioglu, S., Gormus, N. A. & Soytaş, U. (2016). Oil Prices and Real Estate Investment Trusts (REITs): Gradual-Shift Causality and Volatility Transmission Analysis. *Energy Economics*, 60, 168-175.
- Nixon, J. & Ulmann, P. (2006). The Relationship between Health Care Expenditure and Health Outcomes, *The European Journal of Health Economics*, 7, 7-18.
- OECD (2005). Health At a Glance, OECD Indicators. [https://www.oecd-ilibrary.org/social-issues-migration-health/health-at-a-glance-2005\\_9789264012639-en](https://www.oecd-ilibrary.org/social-issues-migration-health/health-at-a-glance-2005_9789264012639-en) (Cited 24.12.2019).
- OECD (2014). OECD Reviews of Health Care Quality: Turkey Raising Standards, 25 November 2014. [http://www.oecd.org/els/health-systems/Review-of-Health-Care-Quality-Turkey\\_ExecutiveSummary.pdf](http://www.oecd.org/els/health-systems/Review-of-Health-Care-Quality-Turkey_ExecutiveSummary.pdf) (Cited 07.01.2020).
- OECD (2017). Health at a Glance 2017, OECD Indicators. <https://www.oecd.org/els/health-systems/Health-at-a-Glance-2017-Chartset.pdf> (Cited 15.01.2020).
- OECD (2019). Health at a Glance 2019, OECD Indicators. <https://www.oecd.org/health/health-systems/health-at-a-glance-19991312.htm> (Cited 25.12.2019).
- OECD Statistics (2022). Health Spending and Health Equipment Statistics. <https://data.oecd.org> (Cited 07.11.2022).
- OECD (2020). Beyond Containment: Health Systems Responses to COVID-19 in the OECD Countries, Updated 20 March, OECD. [https://read.oecd-ilibrary.org/view/?ref=119\\_119689-ud5comtf84&title=Beyond\\_Containment:Health\\_systems\\_responses\\_to\\_COVID-19\\_in\\_the\\_OECD](https://read.oecd-ilibrary.org/view/?ref=119_119689-ud5comtf84&title=Beyond_Containment:Health_systems_responses_to_COVID-19_in_the_OECD) (cited 25.03.2020).
- Okem, Z. G. & Cakar, M. (2015). What Have Health Care Reforms Achieved in Turkey? An Appraisal of the “Health Transformation Programme”, *Health Policy*, 119(9), 1153-63.
- Oxford Business Group (2015). Turkey’s Health Sector Indicators Improving Under the Government’s Health Transformation Programme. <https://oxfordbusinessgroup.com/overview/smooth-operators-indicators-are-improving-under-far-reaching-government-programme> (Cited 14.11.2019).
- Othman-Abdullah, Y. (2022). Analysis of the Causal Relationship between Government Health Spending and Health Services in Kurdistan Region-Iraq during the Period (2005-2020). *AL-Anbar University Journal of Economic and Administration Sciences*, 14 (2), 1-19.
- Ray, D. & Linden, M. (2020). Health Expenditure, Longevity, and Child Mortality: Dynamic Panel Data Approach with Global Data, *International Journal of Health Economics and Management*, 20, 99-119.
- Statista (2020). Number of New Cases of Coronavirus (COVID-19) Worldwide from January 23 to March 8, 2021, by day. <https://www.statista.com/statistics/1103046/new-coronavirus-covid19-cases-number-worldwide-by-day/> (Cited 08.03.2021).
- Tiehi, T. N. & Coulibaly, F. N. (2022). Determinants of Public Health Spending in WAEMU Area: An Empirical Investigation. *Bulletin of Applied Economics*, 2022, 9(1), 39-49.
- TOBB (2017). Turkey Healthcare Landscape Report, December, 2017. <https://www.tobb.org.tr/saglik/20171229-tss-genel-bakis-en.pdf> (Cited 14.01.2020).
- TRT World (2020). Why Turkey Stands Out in Its Fight against the Coronavirus Pandemic. <https://www.trtworld.com/turkey/why-turkey-stands-out-in-its-fight-against-the-coronavirus-pandemic-35625> (Cited 04.05.2020)
- Walsh, B., Smith, S., Wren, M.-A., Eighan, J. & Lyons, S. (2022). The Impact of Inpatient Bed Capacity on Length of Stay. *The European Journal of Health Economics*, 23(3), 499-510.
- World Bank (2018). Result Briefs: Turkish Health Transformation Program and Beyond, April 2, 2018. <https://www.worldbank.org/en/results/2018/04/02/turkish-health-transformation-program-and-beyond>. (Cited 11.11.2019).
- World Bank (2019). The World Bank in Turkey Country Snapshot. <https://www.worldbank.org/en/country/turkey/overview> (Cited 20.01.2020).
- World Bank (2022). Data Catalog. <https://datacatalog.worldbank.org/> (Cited 07.11.2022).
- World Health Organization (2012). Turkey Health System Performance Assessment 2011, May 2012. [http://www.euro.who.int/\\_\\_data/assets/pdf\\_file/0004/165109/e95429.pdf](http://www.euro.who.int/__data/assets/pdf_file/0004/165109/e95429.pdf) (Cited 15.11.2019)
- World Health Organization (2020). Coronavirus Disease (COVID-19): European Region Focusing on Readiness. <http://www.euro.who.int/en/countries/turkey/news/news/2020/2/coronavirus-disease-covid-19-european-region-focusing-on-readiness> (Cited 25.04.2020)
- Yasar, G. Y. (2010). Health Transformation Programme in Turkey: An Assessment. *The International Journal of Health Planning and Manage-*



ment, 26 (2), 110-133.

### **How cite this article**

Kilci, E.N.(2023). Analysis of the relationships between compulsory health spending, doctors, hospital beds and hospital stays for Turkiye. *EKOIST Journal of Econometrics and Statistics*, 39, 101-111. <https://doi.org/10.26650/ekoist.2023.39.1334140>

# A Comparison of Forecasting Performance of PPML and OLS estimators: The Gravity Model in the Air Cargo Market

Gizem Kaya<sup>1</sup> , Umut Aydın<sup>2</sup> , Burç Ülengin<sup>3</sup> 

<sup>1</sup>(Res. Asst.), Istanbul Technical University, Management Faculty, Management Engineering Department, Istanbul, Türkiye

<sup>2</sup>(Assist. Prof.), Bandırma Onyedi Eylül University, Ömer Seyfettin Faculty of Applied Sciences, Department of International Trade and Logistics, Balıkesir, Türkiye

<sup>3</sup>(Prof. Dr.), Istanbul Technical University, Management Faculty, Management Engineering Department, Istanbul, Türkiye

## ABSTRACT

Using international air cargo data from Turkey, this study compares the forecast performance of three different approaches in the air transport literature for the basic gravity model parameter estimation. The first approach uses ordinary least squares to estimate the gravity model, which is frequently utilized in air transport literature. The second approach, like the first, employs the log-linear estimate technique, but unlike the first, it adds a small amount to the observations with a zero-valued dependent variable and includes them in the analysis. The third method is to estimate the gravity model using the Poisson pseudo maximum-likelihood estimator, which is an alternative to the ordinary least square estimator. The forecast performance of the models developed after estimating the equation with three different approaches was compared with error metrics and the Diebold-Mariano test. As a result of the study, the Poisson pseudo-maximum-likelihood estimator was observed to be the estimator with by far the best forecast performance for the total amount of cargo carried. However, the forecast performance of models differs for some cities.

**Keywords:** *The gravity model; Poisson pseudo-maximum-likelihood, Ordinary least squares, Air cargo, Forecast performance*

## Introduction

Airline demand forecasting can be described as forecasting the expected passenger and/or cargo traffic between two destinations in a specific time period, and highly accurate forecasts are crucial to an airline's overall success. When the annual growth rates of the air cargo market are analyzed, one can say that the air cargo market has had a growth trend in the last 10 years, although there have been interesting movements in the growth rates on an annual basis during the Covid-19 period. (Choi, 2023). A high forecasting accuracy rate is a crucial component of an airline's overall success, and cargo volume forecasting has become as vital in forecasting as passenger volume forecasting. Based on these forecasts, airlines can determine whether to open new routes or add flights to existing ones.

Air freight transport volumes have roughly doubled every ten years during the previous few decades, growing at a 50% faster pace than passenger transport traffic during the same era (Feng et al., 2015). This year-on-year expansion rate has recently risen, with a current 11.9% increase above pre-pandemic levels. Air transport is typically the preferred mode of delivery services for time-sensitive and high-value products, and it is projected that goods worth more than US\$6.8 trillion (more than 35% of global trade by value) use air cargo companies as a mode of transport, which accounts for a significant portion of earnings for airlines and air carriers. Air cargo contributes 9% of airline revenues on average, which is more than double the income generated by the first-class segment (Desai et al., 2023).

In recent years, the government of Turkey and air cargo participants have increased their investments in the air cargo market in order to grow their worldwide share of the air cargo sector. When all of the phases are finished, Istanbul Airport, which began operations in 2018, will have an annual freight handling capacity of 5.5 million tons, and it is projected that this capacity will lead the airport to become an important hub in global air cargo traffic (IGA, 2021). The data for the country's air freight operations

**Corresponding Author:** Umut Aydın E-mail: uaydin@bandirma.edu.tr

Submitted: 07.06.2023 • Revision Requested: 12.08.2023 • Last Revision Received: 19.08.2023 • Accepted: 10.09.2023



This article is licensed under a Creative Commons Attribution-NonCommercial 4.0 International License (CC BY-NC 4.0)

also illustrate the return on these investments. In the previous ten years, the volume of cargo transported by Turkish airlines has climbed by an annual average of 9.9%. (DHMI, 2021).

The literature review section will show that there are various factors affecting the amount of air cargo carried. The most important of these factors are GDP and population, which indicate the economic size of countries. However, apart from these, studies show that customs tariffs, whether countries are connected by road, the frequency of flights between countries, and many other factors affect the amount of cargo transported. Moreover, it can also be said that the number of passengers carried between airports indirectly affects the amount of cargo transported. This is because air cargo is transported not only by dedicated cargo aircraft but also by passenger aircraft. Although this situation mentioned shows the interaction between air cargo and passenger operations, there are certain differences between airline passenger and cargo transportation. Firstly, in passenger transportation, the capacity is determined as one seat for each passenger carried, while in cargo transportation, such a standard is not possible due to the volumetric and chemical properties of each cargo. While the aircraft used for passenger operations are generally, newly produced aircraft, the aircraft used for cargo operations are usually passenger-to-freighter aircraft that were previously used for passenger operations and then converted into freighters. Moreover, cargo operations are usually carried out during night hours while passenger operations are predominantly carried out during daylight hours (Desai et al., 2023).

There are several approaches for estimating passenger volume. Because no single approach guarantees accuracy, airlines actually compare forecasts from many models. The gravity model is one of the most extensively used forecasting models in this group. The gravity model is an econometric technique that employs traffic between destination pairs as a dependent variable and destination macroeconomic factors as an explanatory variable. Because of the aforementioned characteristics, the gravity model can make traffic forecasts even for destinations that do not have historical traffic data, and this advantage leads to researchers frequently benefiting from the gravity model approach.

As seen by studies that estimate traffic for air transportation, OLS (Matsumoto, 2004; 2007; Grosche et al., 2007; Hazledine, 2009; Zhang and Findlay, 2014; Gong et al., 2014; Gillen and Hazledine, 2015; Cristea et al., 2015; Matsumoto et al., 2016; Hazledine, 2017; Alexander and Merkert, 2017; Matsumoto and Domae, 2018; 2019; Becker et al., 2018 and Alexander and Merkert, 2021) and alternative estimators (Zhang and Zhang, 2016; Grosso and Shepherd, 2011) are frequently utilized in gravity model parameter estimation. The main reason for this is that the log-linear OLS estimator cannot be included in the analysis observations with zero-valued dependent variables. Because of this, some studies increase the amount of traffic in the dependent variable to be sufficient for the analysis to add zero-valued observations. Even if there is no traffic, the potential of the destinations can be included in the analysis.

In the field of air transportation, basic gravity model studies using data on the number of cargo and/or passengers carried between pairs of destinations generally use OLS-based approaches for coefficient estimation. However, subsequent studies have shown that the OLS approach causes problems in basic gravity model coefficient estimation both econometrically and in terms of practical significance, so alternative approaches have been developed. The first alternative approach is to increase the observations with a value of zero as the dependent variable until it reaches 1 in order to be included in the analysis. In this first alternative, the OLS approach is used for the coefficient estimator after the transformation. The second alternative is to use the PPML approach for coefficient estimations using the original dataset without applying any transformation to the dataset. Although the aforementioned approaches are mostly used in the air transport literature for reliable coefficient estimations in basic gravity model estimation, no study has been conducted to evaluate the in-sample and/or out-of-sample prediction/forecast performances of these approaches. With these motivations, in this paper, the prediction and forecast performances of OLS and two alternative approaches to OLS (Represented in this study by OLS\* and PPML approaches) are compared. Moreover, it has been tried to determine which approach gives more reliable coefficient estimations for basic gravity model coefficient estimation in the data set with which features. Thus, the estimator with the best prediction/forecast performance in Turkey's international air cargo data will be determined and provided for airline businesses' decision-making processes such as capacity and demand planning.

The remainder of this paper is organized as follows. The second section is a review of the literature on the prediction and forecast of air transportation traffic volume publications, with a focus on research that employed gravity models. Section 3 includes a brief introduction of the PPML and OLS estimators, as well as the basic gravity model, describes the data set and models, and provides some preliminary information on error metrics and the Diebold-Mariano test. The parts that follow include empirical findings about the comparisons of gravity model approaches in terms of forecast and prediction, and also conclusions and future research opportunities respectively.

## Literature review

Around the end of the 1950s, studies aimed at projecting demand for the air transport business started to emerge in the literature. These studies were primarily concerned with evaluating the demand that may come from airline market tactics, as well as the elements that drive that demand. The literature on the subject of air transportation has been one in which studies have differed in

terms of methodology from the decade when it began to emerge, so much so that Lansing et al. (1961) used cross-sectional data in their research, while Barlett (1965) and Long (1966) employed time series data. In addition to these investigations, Joun and Mize approximated volume in 1966 and 1968 utilizing either cross-sectional or time series data. (Schultz, 1972).

In the decades that followed, researches such as Kanafani (1983) and Ben-Akiva and Lerman (1983) attempted to make inferences about potential customers by evaluating passenger preferences using the multinomial logit approach. Moreover, the researches of Maddala (1983) and Schneider (1986) assumed that the variables employed may have distributions that differed from the normal distribution. These studies, as well as others, put forward a variety of research examining demand in the field of air transportation.

Researchers gained access to and can analyze more data as a consequence of technology advancements in the 1990s. Short-term forecasting (Blume et al., 1995), long-term forecasting (Wickham, 1995), and hybrid approaches (Danilov, 1997) were all used to categorize time series research. Around that time, academics began to combine econometric techniques with machine learning technologies. Artificial neural networks (ANN) were used in Nam and Schaefer's (1995) and Law and Au's (1997) research to estimate worldwide airline demand and Hong Kong airline passenger demand, respectively.

In the 2000s, studies employing econometric variables as predictors of airline passenger and/or cargo demand forecasts began to emerge in the literature. Alekseev and Seixas (2009) employed GDP as a predictor and conducted airline passenger demand with ANN, reporting that ANN outperformed standard econometric approaches in the results they received. Fernandes and Pacheco (2010) employed a linear Granger causality test to analyze the relationship between GDP and domestic air passenger traffic in Brazil and concluded that there is a one-way causal relationship between economic growth and domestic air transport demand. Using a linear Granger causality analysis, Hakim and Merkert (2016) investigated the causal link between air transport and economic growth in the southeast Asian area and concluded that there is a uni-directional causation running from GDP to air transport demand. Baker et al. (2015) discovered a strong bidirectional interaction between economic growth and air transport demand in regional, rural, and remote towns in Australia. According to the findings of Baker et al. (2015), maintaining airport facilities is critical since it affects the regional economy. Suryani et al. (2010), on the other hand, discovered that airfare impact, level of service impact, GDP, population, number of flights per day, and dwell time all had an influence on air passenger numbers.

Panel data estimators, on the other hand, have been used by scholars attempting to estimate both passenger and cargo demand in aviation since the early 2000s. Panel data estimators have an advantage over other estimators in that they can obtain information from the units in both the cross-sectional and time series dimensions (Tatoglu Yerdelen, 2018). Among these estimators, the gravity model, a specialized panel data estimate approach, emerges as a method widely utilized by researchers attempting to forecast air transportation demand. The gravity model has been used successfully to analyze bilateral flows in international trade, transportation, marketing, migration, and a variety of other spatially connected fields (Bergeijk and Brakman, 2010). The model in transportation research describes the mobility of goods and people between pairs of destinations in terms of income and distance, as well as other variables that may support or impede the flow of goods and people. The gravity model has achieved popularity among international trade economists and policymakers for three reasons, according to Baier and Bergstrand (2010): powerful theoretical economic basis, sufficiently good explanatory power, and policy relevance for analyzing various free trade agreements. Furthermore, using this method, researchers were capable of predicting demand in regions with no airports or with less traffic during the existence of an airport.

Table 1 summarizes studies in the field of air transportation that attempt to model passenger and/or cargo flow using the gravity model.

Matsumoto's (2004) study is the first to employ the gravity model method to model cargo and passenger traffic in the field of air transportation, as shown in Table 1. The basic gravity model variables, population, distance, and GDP, as well as dummy variables created for cities, were employed in this study, and passenger and cargo traffic was attempted to be explained using these variables. In this study, the OLS estimator was used to estimate the augmented gravity model coefficients, and as shown in Table 1, there have been studies conducted using various gravity model approaches in the field of air transportation.

Although gravity model studies work with panel data, these studies (Matsumoto, 2004; 2007; Grosche et al., 2007; Hazledine, 2009; Grosso and Shepherd, 2011; Zhang and Findlay, 2014; Gong et al., 2014; Gillen and Hazledine, 2015; Cristea et al., 2015; Matsumoto et al., 2016; Hazledine, 2017; Alexander and Merkert, 2017; Matsumoto and Domae, 2018; 2019; Becker et al., 2018 and Alexander and Merkert, 2021 ) made cross-sectional coefficient estimates and reported the changes of these coefficients over the years. On the other hand, studies such as Yamaguchi (2008), Hwang and Shiao (2011), and Zhang and Zhang (2016) made gravity model parameter estimations by using panel data models.

Table 1 also shows that the OLS estimator is predominantly used in gravity model studies for air transport, but Santos and Tenreyro (2006) show that the error term of the log-linear OLS estimator is heteroscedastic. Moreover, Westerlund and Wilhelmson (2011) state that the reason why the coefficients of the gravity model are estimated to be biased by OLS is due to the presence of zero-valued observations in the data set. As a result of this situation, researchers tried to estimate the gravity model coefficients with alternative estimators in forecasting airline passenger and cargo traffic.

**Table 1.** The Gravity Method-Specific Air Transportation Studies

| Author                       | Traffic                  | Estimator(s)   |
|------------------------------|--------------------------|--|
| Aydin and Ülengin (2022)     | Cargo                    | PPML, OLS  |
| Alexander and Merkert (2021) | Cargo                    | OLS  |
| Matsumoto and Domae (2019)   | Cargo and Passenger      | OLS  |
| Becker et al. (2018)         | Passenger                | OLS  |
| Matsumoto and Domae (2018)   | Cargo and Passenger      | OLS  |
| Alexander and Merkert (2017) | Cargo                    | OLS  |
| Hazledine (2017)             | Passenger                | OLS, Probit  |
| Matsumoto et al. (2016)      | Passenger                | OLS  |
| Zhang and Zhang (2016)       | Passenger                | Fixed Effect, Random Effect  |
| Cristea et al. (2015)        | Passenger                | Poisson, OLS   |
| Gillen and Hazledine (2015)  | Seats, Flights, Airfares | OLS  |
| Gong et al. (2014)           | Cargo                    | OLS  |
| Zhang and Findlay (2014)     | Passenger                | OLS  |
| Grosso and Shepherd (2011)   | Cargo                    | PPML   |
| Hwang and Shiao (2011)       | Cargo                    | Pooled OLS, Fixed Effect, Random Effect                                    |
| Hazledine (2009)             | Passenger                | OLS  |
| Yamaguchi (2008)             | Cargo                    | Random Effect, Maximum Likelihood, Two Step Least Squares, Pooled OLS, OLS |
| Grosche et al. (2007)        | Passenger                | OLS  |
| Matsumoto (2007)             | Cargo and Passenger      | OLS  |
| Matsumoto (2004)             | Cargo and Passenger      | OLS  |

The first alternative is to determine a threshold value for the observations to be included in the data set and continue the analysis with the observations whose dependent variable is above this threshold value. An example of this approach is Matsumoto, 2004; 2007; Grosche et al., 2007; Hazledine, 2009; Grosso and Shepherd, 2011; Zhang and Findlay, 2014; Gong et al., 2014; Gillen and Hazledine, 2015; Cristea et al., 2015; Matsumoto et al., 2016; Hazledine, 2017; Alexander and Merkert, 2017; Matsumoto and Domae, 2018; 2019; Becker et al., 2018 and Alexander and Merkert, 2021 studies can be given. Dropping zero-valued data in the least squares technique, however, leads to considerable bias in sample selection, as reported by Gül and Tatolu (2018).

According to Zhang and Zhang (2016), a second alternative is to add a little value to the zero-valued observations in the data set before the analysis to use these observations in the log-linear estimation. This strategy, however, can be employed if the zero-valued observations are randomly distributed, according to Zhang and Zhang (2016), and even in such circumstances, Helpman et al. (2008) should be used for sample selection. Thus, observations having a value of zero in the dependent variable can be included in the analysis.

The PPML estimator, which was employed in the study by Westerlund and Wilhelmson (2011) as an alternative to OLS, is another approach to deal with the problem of the zero-valued dependent variable. This estimator just logarithmically transforms the explanatory variables employed, allowing data with a zero dependent variable to be included in the analysis. Furthermore, because it is a non-linear estimator, it produces more reliable estimations than OLS. Further to that, Aydin and Ülengin (2022) show in their study using Turkey’s domestic air cargo data for the period of 2012 and 2020 that the coefficient estimates obtained with the PPML estimator of the gravity model are more consistent and reliable than the OLS parameter estimates.

Aside from the Grosso and Shepherd (2011) research, Table 1 reveals that gravity model studies in the field of air transportation employ the OLS estimator. However, to the best of our knowledge, no study comparing the prediction/forecast capabilities of the three approaches utilized in gravity model parameter estimates has been found in the literature. Choosing the best estimator for prediction/forecast performance is crucial for airlines since forecasting future demand has an impact on all of the company’s policies and strategies. Thus, this study compares the prediction and forecasting performance of three alternative methodologies employed in gravity model estimation using Turkey’s international cargo data, with the goal of determining which one performs the best. When comparing these three alternative approaches based on PPML and OLS estimators, error metrics will be used as in the studies such as Robert et al. (2009), Tratar and Strmčnik (2016), Su et al. (2019) and Zhang et al. (2019). At this stage, the three approaches are compared using basic error metrics such as RMSE and MAE, which are commonly used in forecast studies; the MAPE metric, which is unaffected by the unit of measurement of the data and produces more stable results than the basic metrics; and Theil-U statistics, which compare the obtained models with the naive model. Since the prediction/forecast values and actual values obtained with the Gravity model are aggregated and analyzed annually, it is not cumbersome to use these metrics when comparing prediction/forecast performances. In other words, if there are zero-valued observations in the actual values of the models whose prediction and forecast performance are compared, then appropriate error metrics should be used for intermittent data. For this reason, although the actual values of the models whose prediction and forecast performance are compared in this

study do not contain zero, the SMAPE metric is also calculated and reported. In addition, the Diebold-Mariano (DM) test, which tests the statistically significant difference between the two prediction models, was also performed.

## Methodology

Three different models were introduced in this section for the air cargo volume prediction issue. The first of these is to remove the observations with zero dependent variables from the data set and to estimate the gravity model coefficient with the OLS estimator. In the second approach, the OLS estimator is also used, but unlike the first approach, the zero-valued observations are made suitable for the logarithmic transformation by adding 1 tonne to each observation's cargo value. In the third approach, parameter estimations were made with the PPML estimator, which is used as an alternative to OLS, and no changes were applied to the data set in this last approach. In this section, a brief introduction is provided about the gravity model and the OLS and PPML estimators used for gravity model coefficient estimations.

## The Gravity Model

The gravity model is based on Isaac Newton's gravitational law and is formulated as follows:

$$F_{ij} = G \frac{m_i m_j}{d_{ij}^2} \quad (1)$$

F refers to the gravity attraction power between items i and j in equation (1); m represents the masses of the i and j objects in the equation;  $d_{ij}$  refers to the distance among them; and G is the constant of gravitation. Isard and Peck (1954) adapted the fundamental concept of gravity, which is called Newton's law in physics, for commerce worldwide in the periods that followed. Tinbergen, on the other hand, laid the mathematical groundwork for the approach in 1962, and the gravity model modified for international commerce is as follows.:

$$X_{ij} = \beta_0 \frac{(Y_i)^{\beta_1} (Y_j)^{\beta_2}}{(D_{ij})_3^\beta} \quad (2)$$

The suffixes i and j in equation (2) represent the countries that are sending and receiving the goods.  $X_{ij}$  represents commerce between economies i and j, whereas Y represents the economic magnitude of these nations. In the formula's denominator,  $D_{ij}$  refers to the distance in kilometers between nations. Tinbergen (1962) used Isaac Newton's law of gravity to economics for global commerce, and this approach allows for prediction by describing the model in its entire logarithmic form. As a consequence, logarithmic equation (3) is as follows:

$$\ln X_{ij} = \beta_0 + \beta_1 \ln Y_i + \beta_2 \ln Y_j + \beta_3 \ln D_{ij} + u_{ij} \quad (3)$$

Here  $\beta_1$  and  $\beta_2$  should be positive while  $\beta_3$  should be negative according to the theory. If the data set covers all units in the population, the fixed effects estimation technique should be used when working with panel data. Both the fixed effect estimates with the dummy and the within transformation drop the time-invariant distance variable in this situation (Gül and Tatoğlu, 2018). Furthermore, because the logarithm of zero is undefined, the dependent variable is omitted from the model. Dropping zero-valued observations causes considerable bias in sample selection in the least squares approach (Gül and Tatoğlu, 2018). In heterogeneous datasets with zero-valued observations, Gómez-Herrera (2013) proved that utilizing different estimators resulted in biased coefficients. Using Monte Carlo Simulation, Santos and Tenreiro (2006) demonstrated that when the classical gravity model is linearized, the assumption of a constant variance for the error is collapsed. According to Aksöz Yılmaz (2021), the PPML estimation approach produced effective estimators in the presence of heteroskedasticity. Furthermore, Westerlund and Wilhelmson (2011) demonstrate that having a value of zero in the dependent variable produces bias in the coefficient estimate of the constructed linear logarithmic model. The PPML estimator doesn't use the logarithm of the dependent variable in this situation, and the equation is as follows:

$$X_{ij} = \exp(\beta_0 + \beta_1 \ln Y_i + \beta_2 \ln Y_j + \beta_3 \ln D_{ij}) u_{ij} \quad (4)$$

Westerlund and Wilhelmson (2011) found that the bias of the PPML is lower than that of the OLS-based techniques and that it

performs better in their analysis. This finding inspires this study to compare these two techniques (three alternative ways) using Turkey’s international air cargo data in the form of destination-paired flights.

In summary, the PPML estimator helps researchers to be in the safe zone in situations that may be encountered when using the OLS estimator in coefficient estimation in terms of the following features:

1. The fact that all variables are log-linear in gravity model coefficient estimation with OLS causes the variance of error terms to be heteroskedastic. The PPML estimator provides efficient coefficient estimates even in the presence of heteroskedasticity.
2. Since the ln of the dependent variable is taken when estimating with OLS, which is a log-linear estimator, observations with a value less than 1 cannot be included in the analysis and this causes sampling bias. In the PPML estimator, the dependent variable is used without any transformation.
3. If there are zero-valued observations in the dependent variable in the data set used, these observations cannot be included in the analysis with the least squares estimator, but these observations can also be used with the PPML estimator using maximum likelihood. Thus, in the specific case of this study, estimates can be made about the potential traffic volumes for cities without airports or airports with airports but without cargo and/or passenger traffic.

### Data Set and Equations

In terms of regions, Asia-Pacific stands out with the highest passenger traffic worldwide. According to their population density, Asia contains about 59.5% of the world’s population, and it accounts for about 34% of the global airline passenger traffic. However, Europe includes only 9.6% of the world’s population, it comprises 23% of the global airline passenger traffic. On the other hand, Turkey has great importance for the commercial air transportation sector due to its geographical location, both being located in Europe and being a transfer center on global flight routes. The amount of cargo transported has increased by approximately 200% despite the pandemic up to 5 years ago (World Bank, 2023).

The dataset for the study contains bilateral cargo movement between the 49 airports in various cities in Turkey and airports in 127 different countries as an independent variable. However, GDP and population statistics for cities with airports in all nations were not available on a city-by-city basis. As a result, the data set uses bilateral cargo traffic between Turkish airports and airports in 127 other countries. While creating the dependent variable, the airports in the destination pairs were aggregated according to the countries they are located in. (e.g., when creating the Germany-Istanbul Airport observation, the total amount of transported cargo sent from Istanbul Airport to all airports in Germany in 2019 was used, vice versa). During the creation of the dataset, the airports in Turkey and international airports where cargo is transported between airports in Turkey are aggregated based on the countries where they are placed, which are used as a destination pair. This is because, as mentioned before, GDP-per-capita and population variables are available for the cities in Turkey, while these data are not available for all of the cities where the airports abroad are located. For this reason, GDP-per-capita and population variables for airports in Turkey are the values of the cities where they are located. The descriptive statistics of the variables can be seen in Table A1 (in the appendix).

To compare the prediction performances of three alternative approaches that employ OLS and PPML estimators for the basic gravity model parameter estimation, this study provides three different model predictions, two models using the OLS estimator and a model using the PPML estimator. The model estimations are based on pooled data, and the equations are mathematically represented as follows:

$$\ln Cargo_{ijt} = \beta_0 + \beta_1 \ln(Population_{it} * Population_{jt}) + \beta_2 \ln(GDP_{it} * GDP_{jt}) + \beta_3 \ln Distance_{ijt} + u_{ijt} \quad (5)$$

$$Cargo_{ijt} = \exp(\beta_0 + \beta_1 \ln(Population_{it} * Population_{jt}) + \beta_2 \ln(GDP_{it} * GDP_{jt}) + \beta_3 \ln Distance_{ijt}) u_{ijt} \quad (6)$$

The total cargo moved between airport i and nation j is the dependent variable in the preceding equations. For airport i, the population variable is the total population of the province where that airport exists, and for nation j, it is the entire population of the country where the airports are situated. The GDP per capita variables follow the same logical thinking and illustrate the economic progress of Turkey’s cities and countries. The distance variable is the distance traveled in kilometers between airport i and nation j; nevertheless, these variables are considered as a mean of the distances between airports within nations and airports in Turkey. For example, while computing the travel distance between Sabiha Gökçen Airport and Germany, the mean distance between all airports in Germany is considered. Moreover, t subscribing also represents the time (year). If the year effect is significant in the established models, dummy variables to represent the years can be also added to these equations (5) and (6).

As one can see, equation (5) employs the natural logarithm of the dependent variable, but equation (6) employs no transformation of the dependent variable. This is the most significant distinction between OLS and PPML estimations. Despite the fact that the dependent variables are used differently, both equations utilize the natural logarithm of the explanatory variables.

The data set employed in the analysis ranges from 2012 to 2019. The data for 2020 is utilized as an out-of-sample to test the model's forecast performance. The cargo variable, which measures the yearly cargo moved between airports in Turkey and nations and is the dependent variable in the equations, was gathered from the annual Statistical Yearbook publications of the General Directorate of State Airports Authority (DHMI, 2020). Population and GDP statistics were gathered from the Turkish Statistical Institute (TURKSTAT, 2021) database and the World Bank database (World Bank, 2021). The Airport Package in R programming language was employed to generate the distance variable among airports (<https://cran.r-project.org/web/packages/airportr/airportr.pdf>), and the cells that remain were then filled via the Air miles calculator ([www.airmilescalculator.com](http://www.airmilescalculator.com)) and the airport distance calculator ([www.airportdistancecalculator.com](http://www.airportdistancecalculator.com)).

### Metrics of Forecasting Performance

To evaluate the forecasting performance of each model, five statistical measures are used: root mean square error (RMSE), mean absolute error (MAE), mean absolute percentage error (MAPE), symmetric mean absolute percentage error (SMAPE), and Theil U1 (TU1). Each metric's definition is provided below:

$$RMSE = \sqrt{\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (y_i - \hat{y}_i)^2} \quad (7)$$

$$MAE = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n |y_i - \hat{y}_i| \quad (8)$$

$$MAPE = \sum_{i=1}^n \left| \frac{y_i - \hat{y}_i}{Y_i} \right| \times \frac{100}{n} \quad (9)$$

$$SMAPE = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \frac{|\hat{y}_i - y_i|}{(y_i + \hat{y}_i)/2} \quad (10)$$

$$TU1 = \frac{\sqrt{\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (\hat{y}_i - y_i)^2}}{\sqrt{\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \hat{y}_i^2} \sqrt{\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n y_i^2}} \quad (11)$$

All the metrics given above are used to reflect the five aspects of the prediction and forecast errors and they all work with the same logic: the smaller it is, the better the prediction/forecast performance of the established model. In addition to the calculated error metrics, the DM test statistic was also calculated in order to compare the prediction models obtained.

DM is used to determine whether two predictions are statistically different from each other (Diebold and Mariano, 1995). The calculation of the DM statistic is as shown below:

$$DM = \frac{\bar{d}}{\sqrt{[Y_0 + 2\sum_{k=1}^{h-1} Y_k]/n}} \quad (12)$$

Here  $\bar{d}$  is the average of the difference of the error terms of the two predictions.  $Y_k$  represents the autocovariance in the  $k$ th lag. The null hypothesis of the DM test is  $E(d_t) = 0$  and DM follows a standard normal distribution. Thus, there is a significant difference between the forecasts if  $|DM| > z_{crit}$  where  $DM \sim N(0,1)$ .

### Forecasting Performance of Estimators

According to Grosche et al. (2007), the most significant element in forecasting airline traffic is model estimation, and models with good estimation performance would also have good forecasting performance. But this case is valid because there is no overfitting in the prediction. However, equation estimations were conducted utilizing three different approaches in order to compare the



estimation capabilities of the OLS and PPML estimators considering their Pseudo R-sq / R-sq to check overfitting. The in-sample coefficient estimations are shown in Table 2:

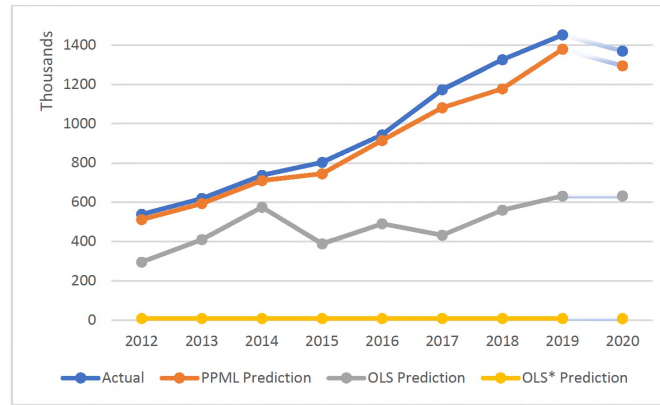
**Table 2.** Pooled PPML, OLS, and OLS\* results

|  | PPML                | OLS                 | OLS*               |
|--|---------------------|---------------------|--------------------|
| Population   | 1.26***<br>(0.02)   | 1.03***<br>(0.04)   | 0.19***<br>(0.00)  |
| GDP  | 1.02***<br>(0.04)   | 0.52***<br>(0.05)   | 0.13***<br>(0.00)  |
| Distance   | -1.42***<br>(0.06)  | -0.19*<br>(0.10)    | -0.17***<br>(0.00) |
| 2013   | 0.00<br>(0.20)      | 0.24<br>(0.28)      | 0.00<br>(0.02)     |
| 2014   | 0.17<br>(0.20)      | 0.56**<br>(0.31)    | 0.00<br>(0.03)     |
| 2015   | 0.39*<br>(0.20)     | 0.22<br>(0.27)      | 1.04*<br>(0.02)    |
| 2016   | 0.57***<br>(0.20)   | 0.44<br>(0.28)      | 0.03<br>(0.02)     |
| 2017   | 0.68***<br>(0.20)   | 0.26<br>(0.28)      | 0.04*<br>(0.02)    |
| 2018   | 0.77***<br>(0.20)   | 0.52*<br>(0.28)     | 0.04*<br>(0.02)    |
| 2019   | 0.95***<br>(0.20)   | 0.64*<br>(0.28)     | 0.05**<br>(0.02)   |
| Constant   | -44.01***<br>(1.15) | -36.79***<br>(1.81) | -6.79***<br>(0.25) |
| N  | 35150               | 1512                | 35150              |
| Pseudo R-sq / R-sq   | 0.69                | 0.27                | 0.10               |
| Standard errors in parentheses * p<0.10, ** p<0.05, *** p<0.01 |                     |                     |                    |

Table 2 presents the estimations of the coefficients for the basic gravity model using three alternative techniques and two different estimators. According to Hwang and Shiao (2011), while estimating the gravity model using panel data, population or distance variables capture unit fixed effects; hence, dummy variables are included in the pooled PPML and OLS models to observe the time effect. Dummy variables that are statistically significant indicate that the volume of cargo handled in the relevant year is higher than in 2012. All of the basic gravity model variables are expected to be statistically significant, and all of the basic gravity model variables are statistically significant at the 0.05 significance level, with the exception of the distance variable of the OLS model. The coefficients of GDP and population variables were found to be positive, providing support to the idea that massive things attract each other. Because the distance variable is a proxy for cost, it is expected that the coefficient will be negative. The PPML and OLS\* approaches, which did not omit the observations with 1 tonne or less dependent variables from the data set, worked with 35150 observations in the equation estimations, but the OLS approach only worked with 1512 observations because these observations were dropped by the OLS approach.

As shown by Aydın and Üleğgin (2022), the OLS estimator of gravity model coefficients underestimates the effects of explanatory variables when compared to the PPML estimator. Table 2 demonstrates the coefficient estimates generated with the PPML estimator. When comparing predicting and forecast performances, it will be observed in the next sections of the study that OLS-based forecasting approaches had better forecast performance for airports with lesser traffic. This is due to the fact that OLS-based

approaches underestimate the explanatory variable effects, such that while it has poor forecast performance for airports with higher traffic, it underestimates the effect for airports with lower traffic, resulting in lower forecast values than the PPML estimator. Figure 1 shows the total amount of international cargo carried annually in the squares in Turkey in 2012 and 2019, and the predictions/forecasts for the same period made with three different approaches.



**Figure 1.** Total annual international air cargo handled in Turkey between 2012 and 2019, as well as predictions/forecasts for the same years

The blue in Figure 1 represents the total amount of international cargo carried in the aerodromes in Turkey in the period of 2012 and 2020, the orange one is the PPML predictions, the grey line is the OLS predictions and the yellow one is the second OLS (OLS\*) predictions between 2012 and 2019. For the year 2020 forecast performances are given. Figure 1 shows that the fitted values and forecasted values obtained with the PPML estimator of the same variable as the blue line representing the annual amount of international cargo carried in Turkey are very close over the years. In other words, the PPML estimator predicts the total amount of international cargo carried by the airports in Turkey better than the other two approaches using the OLS estimator. Among the three alternative approaches, the second OLS (OLS\*) approach is the worst predictor of the annual amount of international cargo handled at Turkey’s airports. The OLS\* approach makes a gravity model parameter estimation with the OLS estimator, which is a log-linear estimator, by increasing the dependent variable values of the observations with a value from 0 to 1 (adding 1 to each observation and then taking the natural logarithm). The OLS\* approach tries to pass the best line that aims to make predictions among the data points in the data set after making the dependent variable values of the observations with a value of 0 as 1. Figure 1 shows that the OLS\* approach systematically underestimates the total cargo traffic and the dependent variable transformation performed in the dataset can be seen as the reason for this. Because the high amount of 1 value in the data set pulls down the best line that is tried to be obtained for prediction.

In order to compare the prediction and forecast performances of the obtained equations, the prediction error benchmarking metrics also are calculated and the Table is shown in Table 3:

**Table 3.** Prediction performance of the alternative gravity model approaches

| Prediction | RMSE          | MAE          | MAPE      | SMAPE      | Theil U1    |
|------------|---------------|--------------|-----------|------------|-------------|
| PPML       | <b>72355</b>  | <b>59849</b> | <b>5</b>  | <b>6</b>   | <b>0.03</b> |
| OLS        | 537850        | 476346       | 47        | 63         | 0.36        |
| OLS*       | 991766        | 940828       | 99        | 196        | 0.98        |
| Forecast   | RMSE          | MAE          | MAPE      | SMAPE      | Theil U1    |
| PPML       | <b>112761</b> | <b>33296</b> | <b>97</b> | 185        | <b>0.33</b> |
| OLS        | 188363        | 41455        | 109       | 185        | 0.72        |
| OLS*       | 221934        | 37982        | 13477     | <b>129</b> | 0.99        |

It is important to highlight that the PPML estimator provides the best estimate in all metrics among the three alternative approaches that estimate the total volume of cargo handled annually in Turkey between 2012 and 2019. The squares of the difference between fitted and actual values, or absolute values, are used to evaluate prediction and forecast performance using RMSE and MAE as alternatives. SMAPE is a metric for intermittent data with zero actual value observations, whereas MAPE

is a scale-free metric used as an alternative to basic metrics. Table 3 indicates that predictions and forecasts generated using the PPML estimator had much superior performance than the other two OLS-based techniques in calculated measures. Furthermore, the TU1 is a statistic that takes a value between 0-1 that represents prediction accuracy, and the closer this value is to 0, the more accurate prediction it is. Table 3 shows that the PPML estimator outperforms the other two alternatives in predicting Turkey’s annual international air cargo traffic, with a TU1 statistical value of 0.03. OLS approach, one of the log-linear estimators, has above-average performance in the prediction of annual total international cargo traffic with 0.36 TU1 statistics, whereas OLS\* estimator with 0.98 TU1 statistical value has been observed as an approach with poor performance in the prediction of annual total international air cargo traffic for 2012 and 2019.

From the equation estimates obtained by the three different approaches, Table 3 demonstrates that the PPML estimator has the best predicting and forecasting ability. The PPML estimator is an estimator that can incorporate observations with zero-valued dependent variables in the analysis; thus, it has the greatest performance in three of the five error metrics and the second-best performance in two metrics. In four of the five measures, the OLS\* procedure, which includes zero-valued observations in the analysis by slightly increasing them, produced the worst-performing equation estimations.

In addition to the error metrics comparison, the DM test was performed, which evaluated the prediction performance of the techniques over the error metrics, and the test statistics are provided in the table below.

**Table 4.** DM test statistics for three approaches

|                                 | PPML vs. OLS | PPML vs. OLS* | OLS vs. OLS* |
|---------------------------------|--------------|---------------|--------------|
| İstanbul                        | -1.77*       | -2.34**       | -2.87***     |
| Ankara                          | 2.70***      | 2.72***       | 2.02**       |
| İzmir                           | 2.69***      | 3.03***       | 1.97*        |
| Antalya                         | 1.69*        | 2.56**        | 1.94**       |
| Kayseri                         | -0.36        | 2.57**        | 2.04**       |
| Adana                           | -0.35        | 2.62***       | 2.04**       |
| Total                           | 1.69*        | 2.22*         | 2.69***      |
| * p<0.10, ** p<0.05, *** p<0.01 |              |               |              |

Table 4 shows the DM statistics which compares the prediction performances of the estimators and when one evaluates the prediction performances of three different approaches for the international air cargo volume of Turkey, Table 4 shows that the PPML estimator has the best prediction performance, as the absolute DM statistic is 1.69 when the PPML and OLS approaches are compared, indicating that the PPML estimator has better prediction performance at the 0.10 significance level. When the PPML and OLS\* approaches are compared, the absolute DM statistic is 2.22, and the PPML estimator outperforms the OLS\* estimator at the 0.05 significance level. When the methodologies utilizing the OLS estimator are compared, the OLS approach outperforms the OLS\* approach (Absolute DM statistic = 2.69). When the situation in the Aerodrome breakdown is analyzed, the DM test statistics show that the prediction performance of the PPML estimator is better than the OLS-based estimators in Turkish airports with more international air cargo traffic than other airports. However, when cargo traffic at the airport is relatively lower, the OLS approach, which determines the threshold value for the dependent variable, tends to outperform other approaches in terms of prediction performance. For example, according to the DM statistics shown in Table 4, while there is no statistically significant difference in prediction performance between the OLS estimator and the PPML estimator in the estimation of the cargo traffic of Adana airport, it is seen that the OLS estimator has a statistically significantly better prediction performance than the OLS\* estimator.

The findings show that the PPML estimator, which is a non-linear estimator of the gravity model estimation of Turkey’s total international amount of air cargo carried, has a far better performance than the log-linear estimator OLS approaches. In order to examine the situation in the unit breakdown, in other words, in the airport breakdown, error performance metrics evaluations were performed by making use of annual aggregated predictions for the airports with the highest international cargo traffic with a dependent variable greater than zero. Figure 2 shows the actual values and fitted values of the 8 airports where the most international cargo is transported. In addition, forecast performances for 2020 on a city basis are also included.

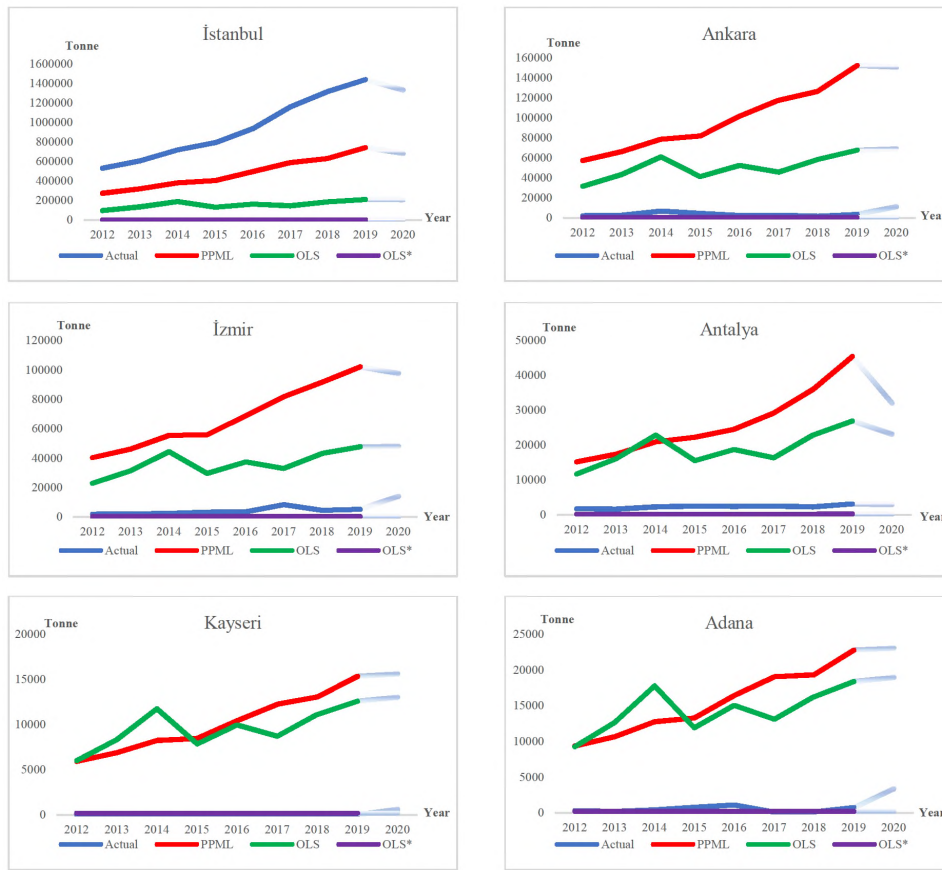


Figure 2. Actual and fitted/forecasted values of airports with the most international cargo carried in 2012 and 2020

Three main airports in Istanbul handle about 90% of international air cargo carried in Turkey so, one can say that the airports in Figure 2 represent almost all airports that operate in Turkey. When the total volume of international air cargo and its predictions and forecasts for the province of Istanbul are analyzed in Figure 2, it is clear that the PPML estimator has the best performance among the three estimation approaches. When the remaining 7 aerodromes are evaluated, it is apparent that the fitted values of the OLS\* estimator follow the almost same path as the real values. The fitted values of the OLS\* approach get closer to the actual values when the volume of cargo handled at airports is relatively lesser. In addition, a comparable figure for Istanbul was created and added to the appendix. Figure A1 illustrates predictions and actual value comparisons for the six countries with the most cargo transported with Istanbul in 2019. When the figure is examined, it is clear that the PPML estimator outperforms the other estimators in terms of prediction performance.

Table 5 summarizes the error metrics that evaluate the prediction performance of three alternative approaches utilized in the gravity model estimate in the airport breakdown in Figure 2.

Table 5 shows that the PPML estimator is the approach with the best prediction performance in all metrics in the annual cargo traffic prediction of the airports located in Istanbul. However, as the international cargo traffic carried at the airport is less, it is seen that OLS-based approaches have better prediction performance. In the RMSE, MAE, and MAPE metrics, the OLS\* approach, which is used by adding to make the dependent variable values greater than 1 during the gravity model estimation, is seen to have better performance than the OLS approach, which determines the threshold value for the dependent variable and applies sample selection. However, in the Theil-U statistics, which compares the prediction accuracy of the alternative approaches, the finding that the OLS approach has better performance is highlighted in Table 5. Moreover, as the amount of cargo carried in the airports is relatively small, it is seen that all three different approaches used in the estimation of the gravity model have almost the same prediction performance as the naive model. In fact, while the ratio of observations with a value less than 1 to all observations in the data set for Istanbul Airport is 16%, it is 79% for Ankara, 86% for Izmir, 81% for Antalya, 93% for Adana and 99% for Kayseri. This shows that the OLS\* estimator has better performance as the proportion of observations with a dependent variable value less than 1 in the data set increases.

In summary, Table 5 shows that there are serious variations in the prediction performances of these three alternative approaches used in the estimation of the gravity model in the airport breakdown. While the PPML estimator has an error margin of 48.66%

**Table 5.** Prediction performances of alternative estimation approaches in airports breakdown

| Airport(s) | Estimator | RMSE          | MAE           | MAPE        | SMAPE      | Theil U1    |
|------------|-----------|---------------|---------------|-------------|------------|-------------|
| İstanbul   | PPML      | <b>486168</b> | <b>458160</b> | <b>48</b>   | <b>64</b>  | <b>0.32</b> |
|            | OLS       | 833025        | 780931        | 82          | 140        | 0.72        |
|            | OLS*      | 987198        | 935750        | 99          | 199        | 0.99        |
| Ankara     | PPML      | 99377         | 94473         | 3755        | 186        | 0.94        |
|            | OLS       | 48155         | 46947         | 1811        | 176        | 0.87        |
|            | OLS*      | <b>3249</b>   | <b>2850</b>   | <b>90</b>   | <b>165</b> | <b>0.87</b> |
| İzmir      | PPML      | 66679         | 63815         | 1854        | 179        | 0.88        |
|            | OLS       | 33164         | 32269         | 1024        | <b>162</b> | <b>0.80</b> |
|            | OLS*      | <b>4121</b>   | <b>3599</b>   | <b>92</b>   | 172        | 0.90        |
| Antalya    | PPML      | 25725         | 24053         | 1035        | 166        | 0.84        |
|            | OLS       | 17147         | 16584         | 733         | <b>155</b> | <b>0.78</b> |
|            | OLS*      | <b>2114</b>   | <b>2068</b>   | <b>90</b>   | 165        | 0.83        |
| Adana      | PPML      | 15600         | 14977         | 6612        | 188        | 0.93        |
|            | OLS       | 14114         | 13820         | 5696        | 187        | 0.93        |
|            | OLS*      | <b>420</b>    | <b>304</b>    | <b>59</b>   | <b>74</b>  | <b>0.55</b> |
| Kayseri    | PPML      | 10508         | 10053         | 237568      | 199        | 0.99        |
|            | OLS       | 9744          | 9523          | 255149      | 199        | 0.99        |
|            | OLS*      | <b>174</b>    | <b>174</b>    | <b>5375</b> | <b>185</b> | <b>0.91</b> |

on average in Istanbul, where the amount of cargo carried is relatively high, it makes an average of 200% error in estimation in airports where the annual amount of cargo carried is limited, for example, Kayseri Airport. However, the OLS\* approach shows almost opposite performance to the PPML estimator. For example, while the OLS\* approach has an average of 200% prediction error in Istanbul, this error averages down to 75% in airports with relatively low cargo traffic. On the other hand, the difference between fitted values and actual values obtained from the estimation of the OLS estimator of the gravity model is around 150% for all aerodromes analyzed on average.

### Conclusion and Further Research Opportunities

The studies in the literature broadly utilize three different approaches to estimate the gravity model parameters in the field of air transportation. In the first approach, a threshold value is determined for the observations to be included in the data set and the analysis continues with the observations whose dependent variable is above this threshold value. Literature review showed that some studies estimated the airline passenger and/or cargo traffic using the gravity model, taking advantage of this approach. However, due to the threshold used in these studies, observations with a zero dependent variable cannot be included in the analysis. If the zero-valued observations are distributed randomly, sample selection for the units to be included in the analysis can be made, and the dependent variable values of the observations can be included in the analysis by slightly increasing them (Zhang and Zhang, 2016). However, in both of these approaches, the OLS estimator is utilized, and Santos and Tenreyro (2006) show that the homoscedasticity assumption is violated in the estimate of the gravity model with OLS, and it has biased coefficient estimations. In this situation, the PPML estimator is utilized as an alternative estimator for the gravity model parameter estimation.

All of these studies have one thing in common: they all propose models that attempt to predict possible demand for air transportation. To the best of our knowledge, no study has been conducted that compares the performance of these approaches utilizing air transport data. As a result, the purpose of this study is to assess the estimation performances of three different approaches employing the PPML and OLS estimators. According to Grosche et al. (2007), a good estimation performance is required for an equation to produce effective forecasts.

The primary goal of this study is to compare the prediction and forecasting performance of three different approaches using five error metrics, considering the actual and fitted/forecasted values of the dependent variable. In terms of the total amount of cargo carried, the PPML estimator was by far the best of the three different approaches, whereas the OLS\* approach was observed to be the worst-performing technique. Furthermore, the three approaches were compared in pairs using the Diebold-Mariano test, and again, while the PPML approach performed best, the OLS\* approach ranked worst.

As a result of this research, the PPML estimator outperforms the OLS estimator for organizations who seek to forecast air transport traffic. However, there are certain research limitations that need to be handled. To begin, the data set utilized in this study

is Turkey's international air cargo data, and the dependent variable is the total traffic between two locations in the  $t$  period due to data availability. Although the studies in the literature (Hwang and Shiao 201; Gon et al., 2014) employ the dependent variable in this form, future research utilizing the origin-destination data set can make comparisons of the alternative estimation techniques for the gravity model. Furthermore, studies that use the origin-destination data type can increase the model's explanatory power by determining if the coefficients of explanatory variables such as GDP and population differ for origin and destination.

This study indicates that the PPML estimator, one of the gravity model estimation approaches, outperforms the OLS-based techniques in the literature in forecasting Turkey's total annual international air cargo traffic in 2012 and 2020. As a result, the MAPE value indicates that the model developed with the PPML estimator has an average error margin of 5.88 % in predicting real cargo traffic. Furthermore, Theil U1 statistics demonstrate that the PPML estimator has nearly flawless prediction and forecast performance among the three alternative approaches.

When it comes to the prediction of total international cargo traffic on a city basis, the PPML estimator has an error margin of 48.66% on average in Istanbul, where the amount of cargo carried is relatively high, it makes an average of 200% error estimation in airports where the annual amount of cargo carried is limited, for example, Kayseri Airport. However, the OLS\* approach shows almost better performance than the PPML estimator for Kayseri Airport. For example, while the OLS\* approach has an average of 200% prediction error in Istanbul, this error averages down to 75% in airports with relatively low cargo traffic. On the other hand, the difference between fitted values and actual values obtained from the estimation of the OLS estimator of the gravity model is around 150% for all aerodromes analyzed on average. This situation shows that the PPML model will give better prediction/forecasting performance for airports or countries where the amount of cargo carried is relatively high. In other words, as the amount of traffic in destination pairs increases relative to other destination pairs in the dataset, the PPML predictor shows better prediction/forecasting performance; as the amount of traffic decreases relative to other destination pairs in the dataset, the OLS-based approaches (even the approach represented by OLS\*) have better performance. In this situation, it would be more appropriate for policymakers to prefer the outperformed model when making decisions about demand and capacity planning at these airports or countries. In future studies, the answer to the question of how much more the amount of cargo carried in destinations compared to other destinations in the data set is suitable for the use of the PPML estimator can be examined by researchers as a new research question.

Further study should be conducted to thoroughly examine the findings utilizing other sampling and data sets. The reasons why the methodologies employed in gravity model estimates have various forecast performances in unit breakdown is an issue that should be analyzed more in the future. Lastly, in this study, air cargo data was utilized as the dependent variable. In future studies, estimators can be compared using airline passenger data, and it can be verified which approach performs best.

This study compares the prediction/forecast performances of the OLS approach, which is one of the most used approaches for basic gravity model coefficient estimations in air transport, and the PPML and OLS\* approaches, which are alternatives developed due to the limitations of the OLS approach. The findings show that the coefficients obtained with the PPML estimator in the basic gravity model coefficient estimations for the destination pairs in the data set, for those who carry more cargo than the other destination pairs, have better performance than the other alternatives in terms of prediction/forecast performance. In future studies, in addition to the GDP, population, and distance variables in the basic gravity model, this study can be repeated for the augmented gravity model, which is obtained with new variables added to the model, and the prediction/forecast performances of alternative estimators can be compared.

**Peer Review:** Externally peer-reviewed.

**Conflict of Interest:** The authors have no conflict of interest to declare.

**Grant Support:** The authors declared that this study has received no financial support.

**Author Contributions:** Conception/Design of study: G.K., U.A., B.Ü.; Data Acquisition: U.A.; Data Analysis/Interpretation: G.K., U.A.; Drafting Manuscript: U.A., G.K.; Critical Revision of Manuscript: B.Ü.; Final Approval and Accountability: G.K., U.A., B.Ü.

## ORCID:

Gizem Kaya 0000-0002-6870-7219  
Umut Aydın 0000-0003-4802-8793  
Burç Üleengin 0000-0001-5276-8861

## REFERENCES

- [dataset] TURKSTAT, 2021. Turkish Statistical Institute. Retrieved from: <https://biruni.tuik.gov.tr/bolgeselistatistik/sorguSayfa.do?target=degisken> (accessed 01 May 2021).
- [dataset] World Bank, 2021. The World Bank. Retrieved from: <https://data.worldbank.org/> (accessed 01 May 2021).
- Alekseev, K. P. G., & Seixas, J. M. (2009). A multivariate neural forecasting modeling for air transport—preprocessed by decomposition: a Brazilian application. *Journal of Air Transport Management*, 15(5), 212-216.
- Alekseev, K. P. G., & Seixas, J. M. (2009). A multivariate neural forecasting modeling for air transport—preprocessed by decomposition: a Brazilian application. *Journal of Air Transport Management*, 15(5), 212-216.
- Alexander, D. W., & Merkert, R. (2017). Challenges to domestic air freight in Australia: Evaluating air traffic markets with gravity modelling. *Journal of Air Transport Management*, 61, 41-52.
- Alexander, D. W., & Merkert, R. (2021). Applications of gravity models to evaluate and forecast US international air freight markets post-GFC. *Transport Policy*, 104, 52-62.
- Aydın, U., & Üleengin, B. (2022). Analyzing air cargo flows of Turkish domestic routes: A comparative analysis of gravity models. *Journal of Air Transport Management*, 102, 102217.
- Baier, S., & Bergstrand, J. H. (2010). Approximating general equilibrium impacts of trade liberalizations using the gravity equation. *The Gravity Model in International Trade*, 88-134.
- Baker, D., Merkert, R., Kamruzzaman, M., 2015. Regional aviation and economic growth: cointegration and causality analysis in Australia. *J. Transport Geogr.* 43, 140–150.
- Becker, K., Terekhov, I., & Gollnick, V. (2018). A global gravity model for air passenger demand between city pairs and future interurban air mobility markets identification. In 2018 aviation technology, integration, and operations conference (p. 2885).
- Becker, K., Terekhov, I., Gollnick, V., 2018. A global gravity model for air passenger demand between city pairs and future interurban air mobility markets identification. In 2018 aviation technology, integration, and operations conference pp-2885.
- Ben-Akiva, M., Lerman, S. R., 1985. *Discrete Choice Analysis: Theory and Application to travel demand VOL.9*. MIT press.
- Blume, H., Daimler-Benz Aerospace AG., 1995. *World Market Forecast 1995-2014 for Civil Air Transport*, Muenchen, Germany.
- Choi, J. H. 2023. A Study on The Change in The Significance of GDP As a Determinant of Air Demand-Discussions on Brand-New Air Transport Items. *Transport Policy*, 133, 186-197.
- Cristea, A.D., Hillberry, R., Mattoo, A., 2015. Open skies over the Middle East. *The World Economy*, 38 (11), 1650–1681.
- Danilov, D. L., 1997. Principal components in time series forecast. *Journal of computational and graphical statistics*, 6(1), pp. 112-121.
- Desai, J., Srivathsan, S., Lai, W. Y., Li, L., Yu, C., 2023. An optimization-based decision support tool for air cargo loading. *Computers & Industrial Engineering*, 175, 108816.
- DHMI, 2020. *Annual Statistical Yearbook publications of the General Directorate of State Airports Authority*, Ankara.
- DHMI, 2021. Aircraft, passenger, freight series and forecast. Retrieved from: <https://www.dhmi.gov.tr/Sayfalar/EN/Statistics.aspx>. Access Date: 01.06.2021.
- Diebold, F.X. and R.S. Mariano. (1995). Comparing predictive accuracy. *Journal of Business and Economic Statistics*, 13: 253-63.
- Feng, B., Li, Y., & Shen, Z. J. M. (2015). Air cargo operations: Literature review and comparison with practices. *Transportation Research Part C: Emerging Technologies*, 56, 263-280.
- Fernandes, E., & Pacheco, R. R. (2010). The causal relationship between GDP and domestic air passenger traffic in Brazil. *Transportation Planning and Technology*, 33(7), 569-581.
- Fildes, R., Wei, Y., & Ismail, S. (2011). Evaluating the forecasting performance of econometric models of air passenger traffic flows using multiple error measures. *International Journal of Forecasting*, 27(3), 902-922.
- Gillen, D., Hazledine, T., 2015. The economics and geography of regional airline services in six countries. *Journal of Transport Geography*, 46, 129-136.
- Gómez-Herrera, E., 2013. Comparing alternative methods to estimate gravity models of bilateral trade. *Empirical economics*, 44(3), pp. 1087-1111.
- Gómez-Herrera, E., 2013. Comparing alternative methods to estimate gravity models of bilateral trade. *Empirical economics*, 44(3), pp. 1087-1111.
- Grosche, T., Rothlauf, F., Heinzl, A., 2007. Gravity models for airline passenger volume estimation. *Journal of Air Transport Management*, 13 (4), 175-183.
- Grosso, M. G., & Shepherd, B. (2011). Air cargo transport in APEC: Regulation and effects on merchandise trade. *Journal of Asian economics*, 22(3), 203-212.
- Gül, H., Tatoğlu, F.Y., 2019. Turizm Talebinin Panel Çekim Modeli Çerçevesinde Analizi. *Turizm Akademik Dergisi*, 6 (1), pp. 49-60.

- Hakim, M. M., & Merkert, R. (2016). The causal relationship between air transport and economic growth: Empirical evidence from South Asia. *Journal of Transport geography*, 56, 120-127.
- Hazledine, T. (2017). An augmented gravity model for forecasting passenger air traffic on city-pair routes. *Journal of Transport Economics and Policy (JTEP)*, 51(3), 208-224.
- Hazledine, T., 2009. Border effects for domestic and international Canadian passenger air travel. *Journal of Air Transport Management*, 15 (1), 7-13.
- Helpman, E., Melitz, M., & Rubinstein, Y. (2008). Estimating trade flows: Trading partners and trading volumes. *The quarterly journal of economics*, 123(2), 441-487.
- Hwang, C. C., Shiao, G. C., 2011. Analyzing air cargo flows of international routes: an empirical study of Taiwan Taoyuan International Airport. *Journal of Transport Geography*, 19(4), pp. 738-744.
- IGA, 2021. Kargo ve Lojistik Merkezi. Retrieved from: <https://www.igairport.com/tr/istanbul-havalimani/kargo-ve-lojistik-merkezi>. Access Date: 21.06.2021.
- Isard, W., Peck, M. J., 1954. Location theory and international and interregional trade theory. *The Quarterly Journal of Economics*, pp. 97-114.
- Kanafani, A., 1983. *Transportation demand analysis*, New York.
- Law, R., Au, N., 1999. A neural network model to forecast Japanese demand for travel to Hong Kong. *Tourism Management*, 20(1), pp. 89-97.
- Maddala, G. S. (1983). Methods of estimation for models of markets with bounded price variation. *International Economic Review*, 361-378.
- Matsumoto, H. (2004). International urban systems and air passenger and cargo flows: some calculations. *Journal of Air Transport Management*, 10(4), 239-247.
- Matsumoto, H. (2007). International air network structures and air traffic density of world cities. *Transportation Research Part E: Logistics and Transportation Review*, 43(3), 269-282.
- Matsumoto, H., & Domae, K. (2018). The effects of new international airports and air-freight integrator's hubs on the mobility of cities in urban hierarchies: A case study in East and Southeast Asia. *Journal of Air Transport Management*, 71, 160-166.
- Matsumoto, H., & Domae, K. (2019). Assessment of competitive hub status of cities in Europe and Asia from an international air traffic perspective. *Journal of Air Transport Management*, 78, 88-
- Matsumoto, H., Domae, K., & O'Connor, K. (2016). Business connectivity, air transport and the urban hierarchy: A case study in East Asia. *Journal of Transport Geography*, 54, 132-139.
- Nam, K., Schaefer, T., 1995. Forecasting international airline passenger traffic using neural networks. *The Logistics and Transportation Review*, 31(3), pp. 239-252.
- Santos, S., Tenreiro, S., 2006. The log of gravity. *Review of Economics and Statistics*, 88, pp. 641-658.
- Schneider, H. (1986). *Truncated and censored samples from normal populations*. Marcel Dekker, Inc..
- Schultz, R. L. (1972). *Studies of Airline Passenger Demand: A Review*. *Transportation Journal*, 48-62.
- Sun, S., Lu, H., Tsui, K. L., & Wang, S. (2019). Nonlinear vector auto-regression neural network for forecasting air passenger flow. *Journal of Air Transport Management*, 78, 54-62.
- Suryani, E., Chou, S. Y., & Chen, C. H. (2010). Air passenger demand forecasting and passenger terminal capacity expansion: A system dynamics framework. *Expert Systems with Applications*, 37(3), 2324-2339.
- Tatoğlu, F.Y., 2018. İleri panel veri analizi. Basım. İstanbul: Beta Yayıncılık.
- Tratar, L. F., & Strmčnik, E. (2016). The comparison of Holt-Winters method and Multiple regression method: A case study. *Energy*, 109, 266-276.
- Van Bergeijk, P. A., & Brakman, S. (Eds.). (2010). *The gravity model in international trade: Advances and applications*. Cambridge University Press.
- Westerlund, J., Wilhelmsson, F., 2011. Estimating the gravity model without gravity using panel data. *Applied Economics*, 43(6), pp. 641-649.
- Wickham, R. R., 1995. *Evaluation of forecasting techniques for short-term demand of air transportation*. Cambridge, Mass.: Massachusetts Institute of Technology, Dept. of Aeronautics & Astronautics. Flight Transportation Laboratory, Massachusetts Institute of Technology, Massachusetts, USA.
- World Bank, 2023. Air transport, freight. Retrieved from: <https://data.worldbank.org/indicator/IS.AIR.GOOD.MT.K1?locations=TR> (accessed 10 February 2023)
- Yamaguchi, K., 2008. International trade and air cargo: Analysis of US export and air transport policy. *Transportation Research Part E: Logistics and Transportation Review*, 44(4), pp. 653-663.
- Zhang, X., Zheng, Y., & Wang, S. (2019). A demand forecasting method based on stochastic frontier analysis and model average: An application in air travel demand forecasting. *Journal of Systems Science and Complexity*, 32(2), 615-633.
- Zhang, Y., Findlay, C., 2014. Air transport policy and its impacts on passenger traffic and tourist flows. *Journal of Air Transport Management*, 34, 42-48.
- Zhang, Y., Zhang, A., 2016. Determinants of air passenger flows in China and gravity model: Deregulation, LCC and high-speed rail. *Jspeed rail. Journal of Transport Economics and urnal of Transport Economics and Policy*, 50 (3), 287(3), 287-303.303.



**How cite this article**

Kaya, G., Aydin, U., & Ulengin, B. (2023). A comparison of forecasting performance of ppml and ols estimators: The gravity model in the air cargo market. *EKOIST Journal of Econometrics and Statistics*, 39, 112-128.  
<https://doi.org/10.26650/ekoist.2023.39.1310639>

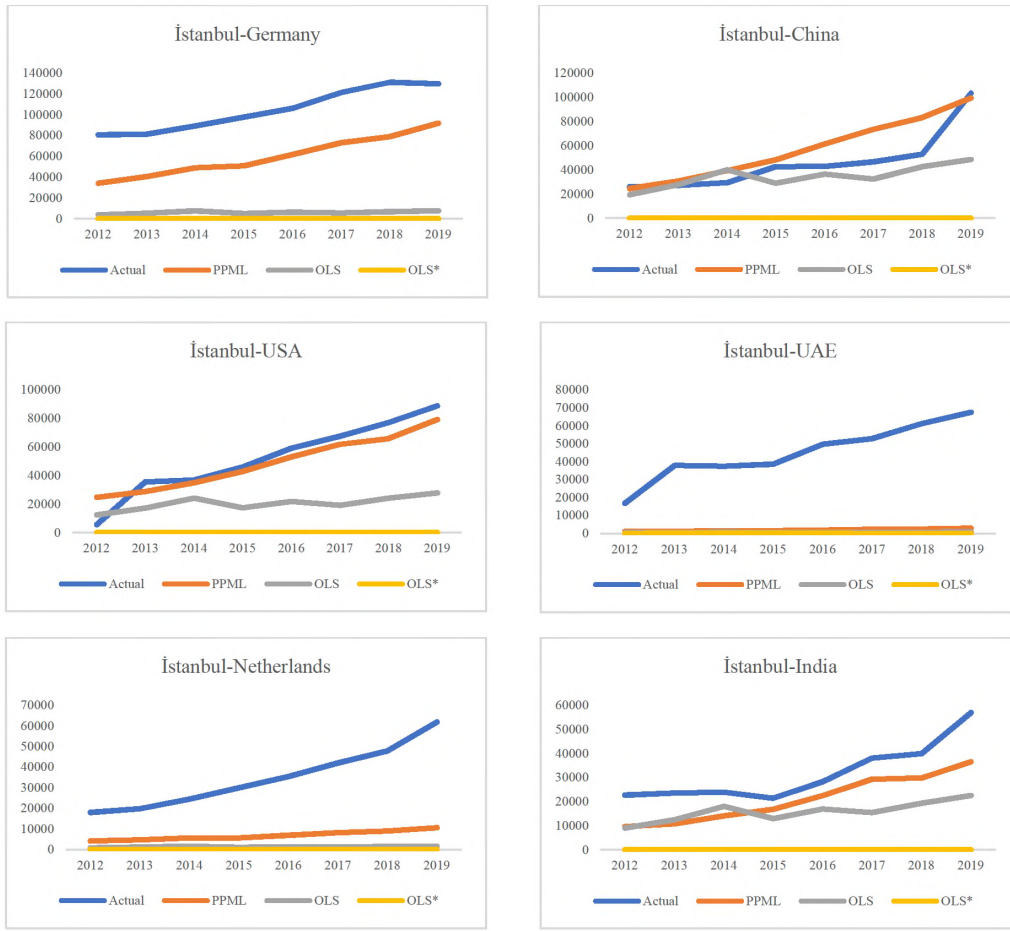
**Appendix**

. **Table A1:** Descriptive Statistics

| Variable                    | Number of Observation | Mean     | Standard Deviations |
|-----------------------------|-----------------------|----------|---------------------|
| Total Cargo Carried (tonne) | 47,771                | 56       | 1246                |
| Distance (km)               | 35,827                | 4173     | 2939                |
| Population_Arrival          | 49,735                | 1353233  | 2165373             |
| Population Departure        | 48,951                | 54300000 | 173000000           |
| GDP Per Capita Arrival      | 49,735                | 8216     | 3446                |
| GDP Per Capita Departure    | 48,216                | 16528    | 21464               |

Airports which are included in the dataset: Adana, Adıyaman, Ağrı Ahmed-i Hani, Amasya Merzifon, Ankara Esenboğa, Antalya, Aydın Çıldır, Balıkesir, Batman, Bingöl, Bursa Yenişehir, Çanakkale, Denizli Çardak, Diyarbakır, Elazığ, Erzincan, Erzurum, Eskişehir Hasan Polatkan, Gaziantep, Hakkari Yüksekova Selahaddin Eyyubi, Hatay, Iğdır Şehit Bülent Aydın, Isparta Süleyman Demirel, İstanbul, İzmir Adnan Menderes, Kahramanmaraş, Kapadokya, Kars Harakani, Kastamonu, Kayseri, Kocaeli, Cengiz Topel, Konya, Malatya, Mardin, Muğla, Muş Sultan Alparslan, Ordu-Giresun, Samsun, Çarşamba, Siirt, Sinop, Sivas Nuri Demirağ, Şanlıurfa GAP, Şırnak Şerafettin Elçi, Tekirdağ, Çorlu Atatürk, Tokat, Trabzon, Uşak, Van Ferit Melen, Zafer.

Countries that are included in the dataset: Afghanistan, Albania, Algeria, Armenia, Austria,, Azerbaijan, Bahrain, Bangladesh, Barbados, Belarus, Belgium, Benin, Bosnia and Herzegovina, Brazil, Bulgaria, Burkina Faso, Cambodia, Cameroon, Canada, Chad, China, Colombia, Congo, Dem. Rep, Congo, Rep., Cote d’Ivoire, Croatia, Cuba, Curacao, Cyprus (TRNC), Czech Republic, Denmark, Djibouti, Egypt, Arab Rep., Equatorial Guinea, Eritrea, Estonia, Ethiopia, Finland, France, Gabon, Gambia, The Georgia, Germany, Ghana, Greece, Guinea, Hong Kong SAR, China, Hungary, Iceland, India, Indonesia, Iran Islamic Rep., Iraq, Ireland, Israel, Italy, Japan, Jordan, Kazakhstan, Kenya, Korea Rep., Kuwait, Kyrgyz Republic, Latvia, Lebanon, Liberia, Libya, Lithuania, Luxembourg, Madagascar, Malaysia, Maldives, Mali, Malta, Mauritania, Mauritius, Mexico, Moldova, Montenegro, Morocco, Nepal, Netherlands, Niger, Nigeria, North Macedonia, Norway, Oman, Pakistan, Panama, Philippines, Poland, Portugal, Qatar, Romania, Russian Federation, Rwanda, Saudi Arabia, Senegal, Serbia, Seychelles, Sierra Leone, Singapore, Slovak Republic, Slovenia, Somalia, South Africa, Spain, Sri Lanka, Sudan, Sweden, Switzerland, Tajikistan, Tanzania, Thailand, Tunisia, Turkmenistan, Uganda, Ukraine, United Arab Emirates, United Kingdom, United Nations Interim Administration Mission In Kosovo (UNMIK), United States, Uzbekistan, Venezuela RB, Vietnam, Yemen, Rep., Zambia.



. **Figure A1:** Comparison of the Alternative Estimators in a Country Basis

The Y axis shows cargo carried between İstanbul and Country Z (Z represents a country which has the most air cargo traffic with İstanbul in 2019 respectively);the X axis represents the year.

# The Hybrid New Keynesian Phillips Curve: An Application For Türkiye

Havva Koç<sup>1</sup> 

<sup>1</sup> PhD. Graduate, Trakya University, Institute of Social Sciences, Department of Economics, Edirne, Türkiye

## ABSTRACT

Inflation is a continuous structural problem in the history of Türkiye's economy. High increases in inflation cause unpredictability and worries about the future. This situation negatively affects the pricing behavior of economic agents. The question that comes to the fore at this point is to what extent this change in the formation of expectations is reflected in the pricing behavior and inflation dynamics. In this paper, the effects of the output gap, import prices, and expectations on inflation between the 2013-2022 period in Türkiye were examined. Vector Autoregressive Model / VAR was the preferred method for analysis. According to the variance decomposition results of the study, inflation, changes in import prices, expected inflation, expected increases in USD/TL exchange rates, interest rate expectations and the output gap help explain a significant part of the total change in inflation.

The results of the Impact-Response analysis and the effect of inflation on itself indicated inflation inertia. This showed that despite the policies implemented by the decision makers, economic agents adjusted their pricing behavior according to past inflation rather than future inflation expectations. For this reason, the measures taken by the decision-makers was not completely successful. However, the analysis did not show that the inflation-targeting regime was successful in anchoring the expectations of economic agents.

If the central bank or the economic authority reduces inflation uncertainty and develops policies based on expectations, it will have a positive effect on inflation. This will bring remarkable results for policymakers, especially for price stability and inflation targeting.

**Keywords:** *Monetary Policy, New Keynesian Phillips Curve, Inflation, Expectations, Output GAP.*

**JEL Kodu / JEL Code:** B22, B41, E31

## Introduction

The most important task of central banks is to control inflation, which is the average rate at which prices for goods and services rise. Keeping inflation at its target level is important because high, low, or unstable inflation imposes significant costs, particularly for households and businesses. Unstable movements or inflationary shocks cause people to rethink their inflation expectations for the future. These factors keep current and forecast inflation increasing over time. In this respect, a reliable and transparent monetary policy is important to deliver on expectations (Yellen, 2015:3).

Inflation is a permanent structural problem in Türkiye's economic history. In the early 2000s, single-digit inflation was achieved, and that process continued until 2016. Inflationary pressure, which manifested itself worldwide with the the pandemic during the last period, brought inflation in Türkiye to 60%. High inflationary rises are a source of unpredictability and concern for the future. High inflation pushes up inflation costs by distorting price formation and resource allocation, making long-term contracts risky. According to Milton Friedman (1977), this distorted macroeconomic performance measures such as investment, consumption, jobs and economic growth. This distortion resulted in economic decisions that were uncertain.

The Central Bank of the Republic of Türkiye, whose primary goal of monetary policy is price stability, has grappled with inflation for many years. In Türkiye, since 2001, the Central Bank's main objective was amended to ensure price stability. This change was an important step in securing the Bank's independence. One of the biggest advantages of an inflation target is that it helps to reduce uncertainty about future inflation (Hartmann, Herwartz & Ulm, 2020:1). A strategy for implicit inflation targeting was implemented in Türkiye from 2002 to 2005. Explicitly targeting inflation was introduced in 2006. Since the beginning of 2000, inflation rates in Türkiye were close to 10%. While the targeted rates were not met with the explicit inflation targeting regime

**Corresponding Author:** Havva Koç **E-mail:** havvakoc@trakya.edu.tr

**Submitted:** 03.06.2023 • **Revision Requested:** 02.09.2023 • **Last Revision Received:** 03.09.2023 • **Accepted:** 13.09.2023



This article is licensed under a Creative Commons Attribution-NonCommercial 4.0 International License (CC BY-NC 4.0)

introduced in 2006, excessively volatile rates were not observed. The rise in the exchange rate after 2010 and the depreciation of the Turkish lira again made inflation a major problem. Turkish currency, the lira, depreciated by 27 per cent between January 1, 2022, and October 31, 2022. The lira depreciation caused inflation expectations to rise due to the knock-on effect of the exchange rate on prices (Kara and Orak, 2008:37-43; Binal-Yılmaz, 2012:56).

As the price for imported goods increased as the lira depreciated, the cost of production increased. Consequently, rising costs were reflected in the prices. At the same time, the relatively low price of exported goods offered a competitive advantage. It was also a political decision. However, due to the competitive advantage in countries with high foreign dependency, the inflow of foreign currency did not always meet the foreign exchange that came out due to the increased cost of imported goods. That was because of the composition of imports in the Türkiye economy. The composition of imports, the weight of energy, raw materials and intermediate products was more significant. These developments reflected excessive public spending and external shocks such as the strong deterioration in trade (Agenor and Hoffmaister, 1997:4).

Motivation of the Study: Do import prices have a significant effect on inflation? Has the sensitivity of the output gap to inflation decreased? Do expectations have an explanatory effect on the inflation rate? The Hybrid New Keynesian Phillips Curve (NKPC) model was used for the research questions of this paper.

This paper investigated the effects of inflation expectations for 12 months, which were measured by CBRT's expectations survey, the expected policy interest rate, the expected depreciation in TL, the GAP: output gap and import prices on inflation. The fact that the expected exchange rate rise was considered a variable rather than the exchange rate (Dollar/TL) in the study made it different from other studies. The behavior of economic units that wanted to protect their capital because of the rise in exchange rate inflation is important. This paper examined the period from 2013 to 2022. Although the analysis is recent, there was sufficient time and data available. In inflation research, an interesting topic is to examine the effect of managing expectations on inflation. This research offers important clues to understanding future-oriented rational behavior.

### Theoretical Framework, and Literature

An article, published in 1958, aroused great interest and initiated discussions that continue to this day. William Phillips found a negative and nonlinear relationship in his study of the rate of change of money wages and the unemployment rate in the United Kingdom from 1861 to 1957 with long-term data. In the original Phillips curve, the rate of change of money wages is on the Y-axis and the unemployment rate is on the X-axis. It is shown as a negative, concave curve. An increase in the rate of change of money wages (inflation) reduces unemployment and vice versa (Phillips, 1958: 283-299). This study, which was a milestone in the development of macroeconomics, is defined in the equation below.

$$\pi_t = \alpha + \beta u_t + \epsilon_t, \beta < 0. \quad (1)$$

In Equation (1),  $\pi_t$ ; rate of change of money wages,  $u_t$ ; the current unemployment rate,  $\epsilon_t$ , is the error term. and  $\beta < 0$ . Accordingly, a rise in the unemployment rate means an increase in the labor supply, which puts downward pressure on wages.

This model assumed that prices were determined by a constant increase in price above the unit labor cost and were therefore adjusted in proportion to wages. This assumption, formulated by Solow and Samuelson (1960), transformed the PC (Phillips Curve) from a wage exchange relation to a price exchange relation which was more beneficial for policymakers (Samuelson and Solow, 1960: 177-194).

The PC was accepted as an integral part of the Keynesian economy in the sixties. The common Keynesian interpretation of the Phillips curve was reversed by new ideas in the 1960s and by the events of the 1970s (Snowdon and Vane, 2005: 155). During the 1970s, unemployment and salary increases were very high. With the emergence of this condition known as stagflation, the validity of the Phillips curve was questioned (Abel et al., 2017: 489).

Phelps (1967) and Friedman (1968) argued that there was no simple trade-off between inflation and unemployment. According to Friedman (1968), based on the adaptive expectations hypothesis, PC depended on both expected inflation and deviation from the natural rate of unemployment. We expressed PC generated by the adaptive expectations hypothesis as the following regression.

$$\pi_t = \pi_t^e + a(\mu_t - \mu_t^*) + \epsilon_t \quad (2)$$

In Equation 2;  $\pi_t$ , inflation,  $\pi_t^e$ , expected inflation,  $\mu_t$ , unemployment,  $\mu_t^*$ , NAIRU; It is the unemployment rate that does not accelerate inflation.  $\epsilon_t$ , is the error term. In this context, employees form their inflation expectations based on past estimation

Table 1. Literature Review

| STUDY                                       | SAMPLE    | METHOD                        | FINDINGS   |
|---|-----------|-------------------------------|--|
| Gali, Gertler & Lopez-Salido, (2001).       | 1970-1998 | Baseline and Structural Model | The new Phillips Curve is valid.   |
| Leigh & Rossi (2002)                        | 1994-2002 | VAR                           | The effect of the exchange rate on the prices lasted for one year and most of the effect occurred in the first four months and was reflected in the prices.  |
| Rudd, & Whelan, (2007).                     | 1960-2004 | GMM                           | There was insufficient evidence for the New Phillips Curve.  |
| Peker & Görmüş (2008)                       | 1987-2006 | VAR                           | The study determined that exchange rate fluctuations were the main determinant of inflation.   |
| Fanelli, (2008)                             | 1971-1998 | VAR                           | Fanelli revealed that inflation expectations were not important in determining the inflation rates of the European Region. The NKPC was invalid.   |
| Eren & Çiçek (2009)                         | 1987-2007 | TVPP – Kalman Filtresi        | This study observed the sensitivity of the domestic inflation rate to the national output gap decreased over time. The effect of the national output gap on the domestic inflation rate was that it decreased over time.   |
| Korkmaz, (2010)                             | 1997-2006 | 2AEKK                         | in Türkiye is determined according to the expectations for the future period. Firms made their pricing behavior prospectively.   |
| Kara & Ögünç (2011)                         | 2002-2011 | VAR                           | Import prices were as important as the exchange rate on inflation.   |
| Kara, Ögünç & Sarıkaya, (2017)              | 2006-2016 | Baseline Model                | The effect of import prices on inflation decreased, and the effect of the exchange rate continued stably.  |
| Terzioğlu, (2017)                           | 1987-2015 | VAR-MVEGARCH                  | In the pre-2003 period, the effect of output uncertainty on inflation was positive, while its effect on output and exchange rate change was negative. In the low inflation period after 2003, the increase in output uncertainty had an increasing effect on growth and exchange rate and a decreasing effect on interest rates. |
| Bozdağlıoğlu & Yılmaz (2017)                | 1994-2004 | VAR                           | Increases in the nominal exchange rate affected inflation.   |
| Ogunc, Ozmen, & Sarıkaya (2018)             | 2005-2016 | BVAR                          | The pass-through of exchange rate and import price shocks to inflation was quite strong.   |
| Terzioğlu, (2018)                           | 1987-2015 | MGARCH                        | The effects of inflation uncertainty on real and nominal indicators differed in periods of high and low inflation.   |
| Kaygısız, (2018)                            | 2002-2016 | VAR                           | Twenty percent of the change in inflation was explained by the exchange rate.  |
| Chin, (2019)                                | 1960-2015 | GMM                           | There was insufficient evidence for the NKPC prediction.   |
| Çiçek & Alkan (2019)                        | 2004-2019 | BEKK-GARCH                    | When a shock occurred to the actual (or expected) inflation, the effect of this shock spreads to the expected (or actual) inflation and continued for some time.   |
| Duğru, (2020)                               | 1981-2018 | ARDL                          | The negative relationship between unemployment and income per capita was valid both in the short and long run.   |
| Wardhono, Nasir, Qori'ah & Indrawati (2021) | 2005-2018 | GMM                           | The NKPC was valid in the ASEAN region.  |
| Zobi & Ertl (2021)                          | 2003-2019 | GMM                           | In Central and Eastern Europe, the NKPC was valid under the assumption of an open economy.   |
| Kara & Sarıkaya (2021)                      | 2006-2021 | VAR                           | After 2017, inflation inertia and the exchange rate pass-through were quite high.  |
| Tombak, (2021)                              | 2003-2019 | NARDL                         | A long-term cointegration relationship was found between inflation, output gap, inflation expectation, real effective exchange rate, and the M2 money supply in Türkiye. The findings concluded that positive increases in output gap increased inflation in the short and long term.  |
| Yasar & Terzioğlu (2020)                    | 1987-2020 | FIVAR –<br>VARFI              | When changes in the money supply affected investment through interest rates, they also affected the size of output and the sustainability of stability (during a crisis).  |
| Aytekin, Bayraktar & Aksoy, (2023)          | 2004-2021 | ARDL-Toda Yamamoto            | A bidirectional causality relationship was found between inflation and the exchange rate.  |

The results of the analysis and the literature will be evaluated in the conclusion.

errors. The expression  $\alpha(\mu_t - \mu_t^*)$ , represents the gap between real and nominal wages. Under the assumption that workers have congruent expectations, expected inflation becomes a weighted average of past inflation rates.

Phelps (1969) and Friedman (1977) independently argued that the original Phillips curve contradicted the rational expectations hypothesis and criticized the concept of a stable (long-run) Phillips curve.

According to rational expectations theory, people believe that they will not make mistakes because they form their expectations based on available information along with past experiences (Muth, 1961: 321-327). According to Lucas, when economic agents act only with backward expectation estimation, they make systematic errors because the available information is missing (Snowdon and Vane, 2005: 200). Therefore, future inflation expectations are included in the equation to represent forward-looking information. Lucas and Rapping suggested that the Phillips curve varied with time (Lucas and Rapping, 1969: 345-348).

$$\pi_t = \gamma\pi_{t+1}^e + \alpha(\mu_t - \mu_t^*)\epsilon_t \quad (3)$$

In Equation 3;  $y\pi_{t+1}^e$ , inflation expectations for the next period are included. According to the rational expectations hypothesis, individuals who used the available information in the best way did not allow inflation-output trade-offs by accurately predicting the results of systematic policies (Lucas, 1973:326-327). The random error term has a mean of zero and has no causal relationship with the information set available when generating expectations. Accordingly, if there is no lack of information, the estimation error of rationally formed expectations is random and will not contain systematic deviations (Snowdon, Vane and Wynarczyk, 1996: 191).

The NKPC (New Keynesian Phillips Curve) is an important tool for monetary policymakers. The NKPC depicts an output-inflation trade-off, much like the traditional PC does. But it is based on micro foundations. In this sense, NKPC differs from Friedman's theory of adaptive expectations. Instead of an unemployment gap, the output gap is included in the PC analysis as a measure of the excess demand (Claus, 2000: 4).

The NKPC argues that current inflation is affected by expected future inflation and that these expectations are rational. In Gali and Gertler's (1999) improved NKPC equation, current inflation was determined by an expected future inflation and output gap or marginal cost. While the output gap is useful in measuring the demand pressure in an economy, it is preferred to measure the cost pressure with the marginal cost on the production side.

$$\pi_t = yf\pi_{t+1}^e + \lambda y_t \quad (4)$$

The New Keynesian Phillips Curve is an equation where output is at potential when unemployment is at the natural rate; When unemployment is above the natural rate, the output is below potential and vice versa. At equilibrium, inflation is as expected, and output is at full employment (or potential) - the output gap is zero. In Equation 4, the inflation rate,  $\pi_t$ , depends on the expected inflation rate for the next period,  $\pi_{t+1}^e$ , and an output gap measure denoted by  $y_t$  (Nason and Smith, 2008: 363).

Gali and Gertler (1999) put forward the Hybrid New Keynesian Model, which combined expected and past inflation values (Chowdhury and Sarkar, 2017: 428). Thus, past values of inflation are also included in the model.

$$\pi_t = yf\pi_{t+1}^e + \lambda y_t + (1 - y)\pi_{t-1} \quad (5)$$

For the hybrid New Keynesian Phillips curve, equation 4 was expanded as in equation 5 by adding the past inflation rate. In Equation 5, the parameter  $y$  lies between 0 and 1 (Nason and Smith, 2008: 363).

Studies that examined the Phillips curve approach and inflation dynamics in national and international literature are listed in Table 1 below.

### Econometric Method, and Data Sets

It was important to test the stationarity among the variables to determine the appropriate econometric model. Augmented Dickey-Fuller (ADF) and Phillips-Perron (PP) unit root tests, which are the most widely used unit root tests, were preferred for the econometric model (Makridakis et al., 1998:329).

ADF test equation form is shown in equation 6.

$$\Delta y_t = a_0 + a_1 + yY_{t-1} + \sum_{i=1}^k \beta_i \delta y_{t-i} + u_t \quad (6)$$

ADF test hypotheses:

$H_0: \gamma=0$  There is a unit root.

$H_1: \gamma<0$  No unit root.

When the alternative hypothesis is rejected, according to Dickey and Fuller (1981: 1057-1072), the difference is applied to make the series stationary.

The PP test equation form is shown in equation 7.

$$\delta y_t = ay_{t-1} + x_t' \delta + u_t \quad (7)$$

PP test hypotheses:

$H_0$ :  $a=0$  There is a unit root.

$H_1$ :  $a<0$  No unit root.

The Phillips-Perron test statistic is similar to the ADF test statistic. Therefore, the test statistic is compared with the MacKinnon critical values. (Phillips and Perron, 1981: 335-346).

The Vector Autoregressive Model (VAR) developed by Sims (1980) is a multivariate form of the univariate autoregressive (AR) model. The model not only explains the dynamic behavior of the relationship between endogenous and exogenous variables or the relationship between endogenous variables but also explains it with the impulse-response function of the variable or a series of variables. According to Johansen (1995), the VAR model is represented in equation (8):

$$y_t = A_1 y_{t-1} + \dots + A_p y_{t-p} + Bx_t + \varepsilon_t \tag{8}$$

$y_t$ ; in Equation (8); While denoting the  $px1$  variable vector,  $x_t$ ; Expresses  $dx1$ -dimensional deterministic variables.  $A_i$ ;  $pxp$  dimensional matrices, and  $\varepsilon_t$ ; is the vector of error terms.

In the VAR approach, the endogenous variables in the system are treated as a function of the lagged values of all the endogenous variables in the system, unlike basic regression or time series analysis. The basic VAR model has the following form (Lütkepohl, 2005: 13).

$$y_t = A_1 + y_{t-1} + \dots + A_p y_{t-p} + Cx_t + u_t \tag{9}$$

In equation 9 above,  $y_t = (y_{1t}, \dots, y_{kt})'$ , is the vector of observable endogenous variables ( $K \times 1$ ),  $X_t = (x_{1t}, \dots, x_{dt})'$ , ( $d \times 1$ ) dimensional vector of exogenous variables,  $A_1, \dots, A_p$ , ( $K \times K$ ) dimensional, coefficients matrices for lagged variables, Coefficients matrix of  $C, k \times d$  dimensional exogenous variables,

$u_t = (u_{1t}, \dots, u_{kt})'$ ;  $E(u_t) = 0$ ,  $E(\mu_t \mu_t) = \sum u$  and  $E(\mu_t \mu_s) = 0 (t \neq s)$  is the error vector showing the ( $k \times 1$ ) dimensional clean sequence feature.

If the bivariate VAR model is rewritten as  $k=2$  and  $p=1$  (Mert and Çağlar 2019: 2016-228);  $y_{1t} = a_{11}y_{1t-1} + a_{12}y_{2t-1} + c_1 + u_{1t}$  It is expressed as  $y_{2t} = a_{21}y_{1t-1} + a_{22}y_{2t-1} + c_2 + u_{2t}$

Impact Response analysis is an important step in econometric analysis using vector autoregressive models. It describes the evolution of the variables of a model in response to a shock in one or more variables. Impact Response analysis measures the time cross-section of the impact of shocks at a certain time point on the (expected) future values of the variables (Mert and Çağlar 2019: 2016-229).

Variance decomposition is a useful method to evaluate the transmission of external shocks to each economic variable (Mert and Çağlar 2019: 2016-230). In Table 2, the variables to be used in the econometric analysis are introduced.

Motivation of the Study: Do import prices have a significant effect on inflation? Has the sensitivity of the output gap to inflation decreased? Do expectations have an explanatory effect on the inflation rate? The Hybrid New Keynesian Phillips Curve model was used for the research questions of this study.

The quarterly data of the economy of Türkiye for the period 2013:Q2-2022:Q2 are shown in Table 2 as explicit and implicit.

**Table 2.** Symbolic and Explicit Representation of Data for 2013:Q2-2022:Q2 Periods <sup>1,2</sup>

| Variable  | Definition   | Source |
|-----------|--|--------|
| $\pi_t$   | Consumer Price Index <sup>1</sup> (TUFE-B)               | CBRT   |
| $\pi_t^e$ | Expected Consumer Price Index (After 12 Months) (TUFE-B) | CBRT   |
| $erate$   | Expected Interest Rate (After 12 Months)                 | CBRT   |
| $bdk$     | Expected Increase in Dollar/Tl Exchange Rate             | CBRT   |
| $gap_t$   | Output Gap <sup>2</sup>                                  | CBRT   |
| $imp_t$   | Import Unit Value Index                                  | CBRT   |

In this context, the seasonally adjusted, logarithmic difference (quarterly inflation rate) of the consumer prices excluding unprocessed food and alcoholic beverages-tobacco (CPI-B) price index as of the end of the quarter was preferred to form the

<sup>1</sup> For consumer prices, the CPI indicator, excluding unprocessed food and alcoholic beverages-tobacco, was preferred.  
<sup>2</sup> It was obtained by decomposing the GDP Calculated with the Chained Volume Index into its components with the HP Filter (Hodrick and Prescott, 1997).

inflation variable. Market participants' survey results were used in the formation of the expected inflation variable (Probability Distribution of Expectations for Annual Consumer Inflation After 12 Months). The expected increase in \$/TL rate: Expectation of exchange rate after 1 year and \$/TL rate in the survey period were used. The logarithmic difference (quarterly import price change rate) of the import unit value index as of the end of the quarter was preferred. The output gap variable was obtained by decomposing the GDP Calculated with the Chained Volume Index into its components using the HP Filter (Hodrick and Prescott, 1997). Interest rate expectation (8C. (Arithmetic Average) CBRT Weighted Average Funding Cost Expectation After 12 Months) was obtained from the market participants' survey results. It is the logarithmic difference of all variables. In 2013, the year when the Fed reduced its bond purchasing program, was decisive for the model. The model established for analysis is as follows.

The model created with the above data is as follows.

Model

2013:Q2-2022:Q2

$$\pi_t = \alpha_0 + \beta_0\pi_t^e + \beta_1erate + \beta_2bdk + \beta_3gap_t + \beta_4imp + \varepsilon_t$$

\* $\alpha$ ; is the constant parameter.  $\beta$ ; refers to the coefficient in front of the variables.  $\varepsilon_t$ , is the error term. Figure 1 shows the Expected Increase (%) in the \$/TL Rate in the above model.

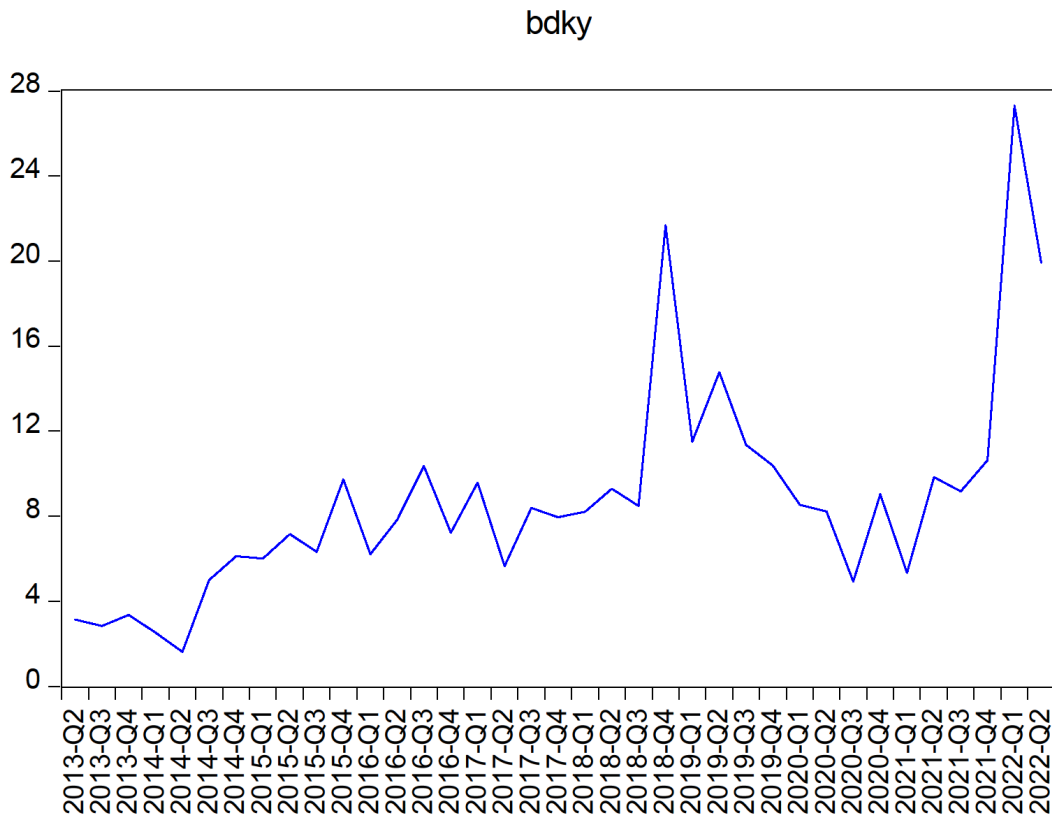


Figure 1. Expected Increase in \$/TL Rate (%)

Source: CBRT [www.evds.com.tr](http://www.evds.com.tr)

Output gap (GAP), defined as the logarithmic difference of GDP from its potential level, was obtained using the HP Filter with the Eviews 10.0 package program as in Figure 2 below. Lambda=1600 was taken as quarterly series were used.

In Figure 2, the trend represents potential revenue. Final seasonally adjusted series represents the real production level. The cycle, which shows the difference between the two, represents the output gap. It is shown as an output gap (GAP) in Figure 3.

According to Figure 3, the part above the zero line represents the positive output gap and the part below the negative output gap. In Figure 3, there was a negative output gap in the economy of Türkiye during the global economic crisis and pandemic that occurred in 2020.



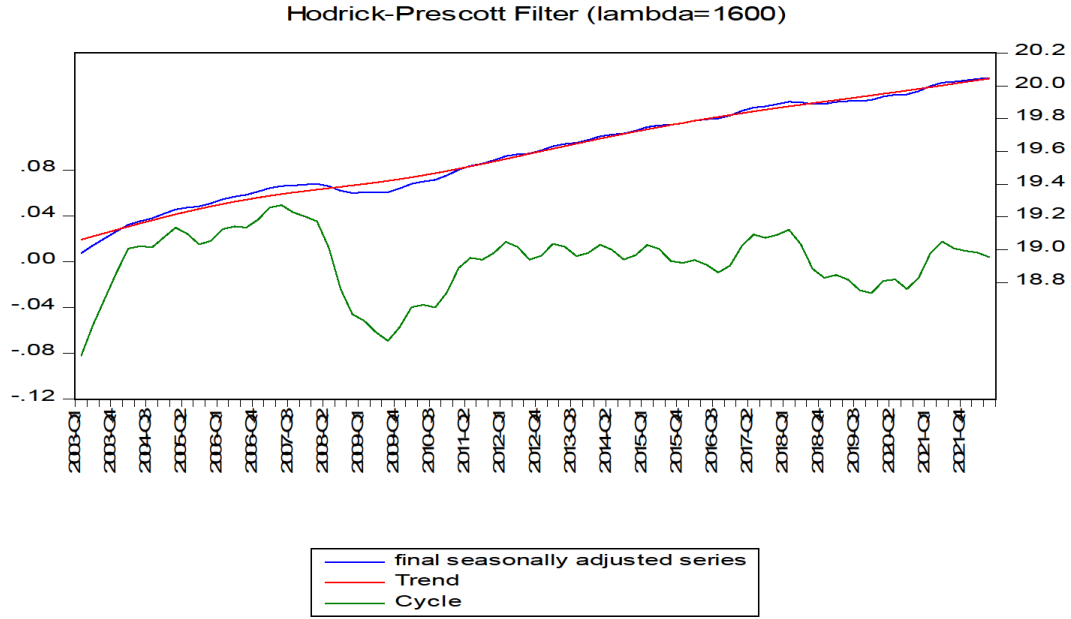


Figure 2. Differentiation of GDP Series into Components with the Hodrick-Prescott Filter

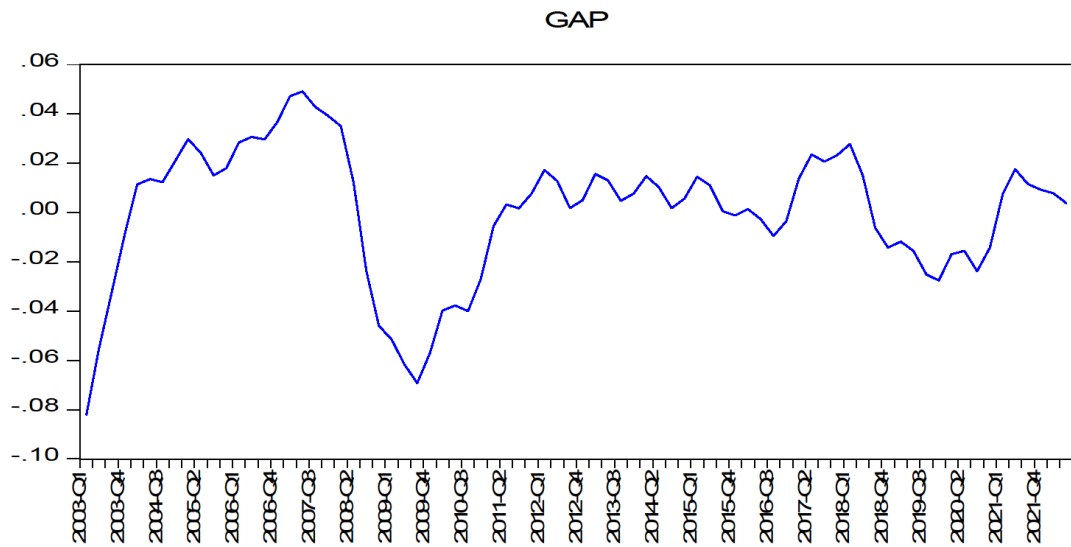


Figure 3. Graph of Output Gap

The literature states that the output gap is generally used as the explanatory variable in the Hybrid New Keynesian Phillips Curve Model and that the output gap has a positive effect on inflation. After estimating the expected increase in the \$/TL exchange rate and the output gap, it was included in the model as an independent variable for econometric analysis. The results of the econometric analysis are given under the heading of findings.

### Empirical Results

The data regarding the variables were obtained from the EVDS of the Central Bank of the Republic of Türkiye on 15.11.2022. The test results in which unit root analysis of the variables were made are shown in Table 3.

It was concluded that the test statistic calculated for the variables in the table is less than all critical values at the 10% significance level, and since the null hypothesis was rejected, it does not contain a unit root, that is, the series is stationary. Since no cointegrated

**Table 3.** Unit Root Test Results

| UNIT ROOT TEST TABLE (PP)  |                             |                |                |                |               |               |
|----------------------------|-----------------------------|----------------|----------------|----------------|---------------|---------------|
| <u>At Level</u>            |                             | EINF           | ERATE          | GAP            | IMP           | INF           |
| With Constant              | t-Statistic<br><i>Prob.</i> | -4.0985<br>*** | -4.2088<br>*** | -5.5732<br>*** | -2.7292<br>** | -2.6778<br>** |
| With Constant & Trend      | t-Statistic<br><i>Prob.</i> | -4.3539<br>*** | -4.2939<br>*** | -5.4991<br>*** | -2.5527<br>*  | -3.2583<br>*  |
| Without Constant & Trend   | t-Statistic<br><i>Prob.</i> | -3.6675<br>*** | -4.1590<br>*** | -5.4669<br>*** | -2.4200<br>** | -1.6448<br>*  |
| UNIT ROOT TEST TABLE (ADF) |                             |                |                |                |               |               |
| <u>At Level</u>            |                             | EINF           | ERATE          | GAP            | IMP           | INF           |
| With Constant              | t-Statistic<br><i>Prob.</i> | -4.0985<br>*** | -4.4537<br>*** | -5.5715<br>*** | -2.7474<br>** | -2.7081<br>** |
| With Constant & Trend      | t-Statistic<br><i>Prob.</i> | -4.2813<br>*** | -4.3796<br>*** | -5.4971<br>*** | -2.5808<br>*  | -3.4704<br>*  |
| Without Constant & Trend   | t-Statistic<br><i>Prob.</i> | -3.7667<br>*** | -4.0825<br>*** | -5.4646<br>*** | -2.4903<br>** | -1.7525<br>*  |

Notes: (\*)Significant at the 10%; (\*\*)Significant at the 5%; (\*\*\*) Significant at the 1%. and (no) Not Significant \*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

relationship was found, the study examined the relationship between inflation and GAP, import prices, and expectations between 2013:Q2–2022:Q2 using the VAR analysis method.

**Table 4.** VAR Lag Order Selection Criteria

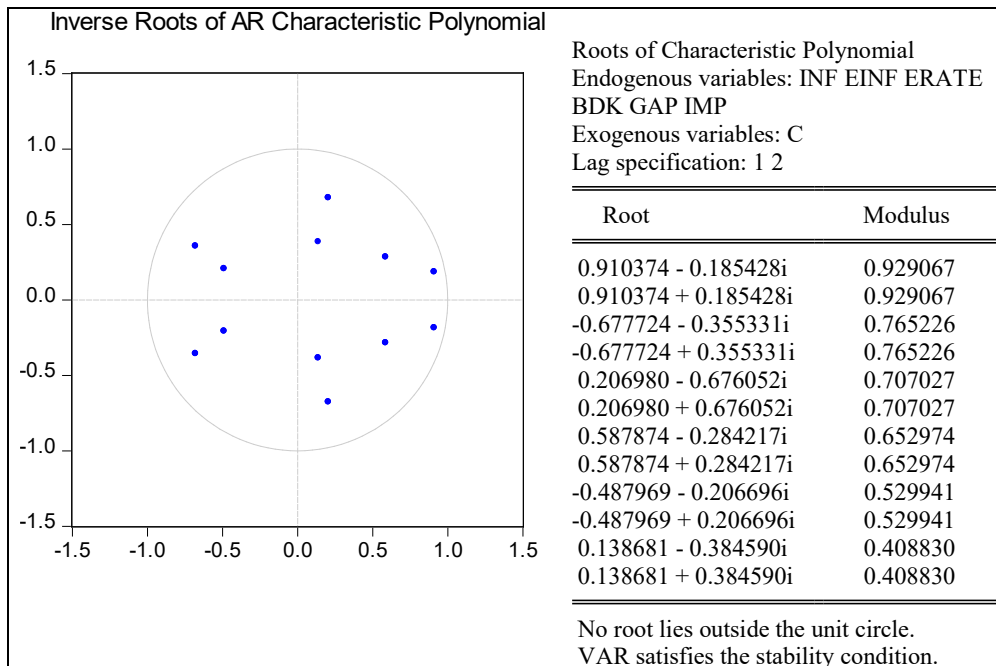
| Endogenous variables: INF EINF ERATE BDK GAP IMP   |          |           |           |            |           |            |
|--|----------|-----------|-----------|------------|-----------|------------|
| Exogenous variables: C   |          |           |           |            |           |            |
| Sample: 1 37   |          |           |           |            |           |            |
| Included observations: 35  |          |           |           |            |           |            |
| Lag  | LogL     | LR        | FPE       | AIC        | SC        | HQ         |
| 0  | 7.798688 | NA        | 3.64e-08  | -0.102782  | 0.163849* | -0.010741* |
| 1  | 50.03668 | 67.58079  | 2.63e-08  | -0.459239  | 1.407179  | 0.185048   |
| 2  | 92.50876 | 53.39347* | 2.20e-08* | -0.829072* | 2.637132  | 0.367461   |
| * Indicates lag order selected by the criterion  |          |           |           |            |           |            |
| LR: sequential modified LR test statistic (each test at 5% level)                                  |          |           |           |            |           |            |
| FPE: Final prediction error  |          |           |           |            |           |            |
| AIC: Akaike information criterion  |          |           |           |            |           |            |
| SC: Schwarz information criterion  |          |           |           |            |           |            |
| HQ: Hannan-Quinn information criterion   |          |           |           |            |           |            |
| *As can be seen from the table, lag length 2 was preferred according to LR, FPE, and AIC criteria. |          |           |           |            |           |            |

The roots of the characteristic polynomial are given in the table below.

The VAR (2) model, which was created as a result of the diagnostic tests; the stability condition, absence of serial correlation, constant variance, and normality conditions are at 0.01 error level. All diagnostic tests for the VAR model provide evidence that the model is meaningful.

In Figure 4, there are thirty-six impulse-response graphs related to the VAR (2) model. The graph in the upper left corner shows the response of inflation to itself. According to the graph, a shock to inflation affects itself positively for nine quarters. In addition, the response of inflation to the shock is significant because the zero line is not within the first-period confidence interval. The

**Table 5.** Roots of Characteristic Polynomial



It is understood from the graph and the table that all characteristic roots are in the unit circle and the VAR model satisfies the stability condition.

**Table 6.** Diagnostic Tests

|                |           |        |        |            |            |        |
|----------------|-----------|--------|--------|------------|------------|--------|
| LM Test        |           |        |        |            |            |        |
| Lag            | LRE* stat | df     | Prob.  | Rao F-stat | df         | Prob.  |
| 4              | 38.95014  | 36     | 0.3384 | 1.095413   | (36, 51.1) | 0.3772 |
| White Test     |           |        |        |            |            |        |
| Chi-sq         | df        | Prob.  |        |            |            |        |
| 507.2118       | 504       | 0.4515 |        |            |            |        |
| Normality Test |           |        |        |            |            |        |
| Component      | Chi-sq    | df     | Prob.  |            |            |        |
| Joint          | 11.96966  | 6      | 0.0626 |            |            |        |

\*Original tables of the LM Test, White Test, and Normality Test are in the appendices.

response of the expected inflation to the inflation shock was positive for four quarters. The response of the expected interest rate to a shock to inflation was negative throughout all periods. The response of the expected increase in the exchange rate to a shock to inflation was positive throughout all periods. Given a shock to inflation, the response of the output gap was positive but downward for five periods. The response of inflation to a shock to import prices was positive throughout all periods. The response of import prices to a shock to inflation was positive for four quarters and then negative until the twelfth quarter.

Table 7 below shows how much the independent variables affected the dependent variable in the face of the shock given to the variables.

Twelve periods for each series were followed in the variance decomposition results in Table 7. When the variance decomposition results for the inflation variable are examined, the total change in the first-period inflation (100.00) is explained by itself. In the second quarter, 55% of the change in inflation is its own shocks. Thirty-eight percent of inflation in the second quarter is explained by expected inflation. About 3% of inflation in the second quarter is explained by the expected increase in the exchange rate. About 2% of inflation in the second quarter is explained by the expected interest rate. About 0.5% of inflation in the second quarter is explained by the import unit value index. About 0.5% of inflation in the second quarter is explained by the output gap.

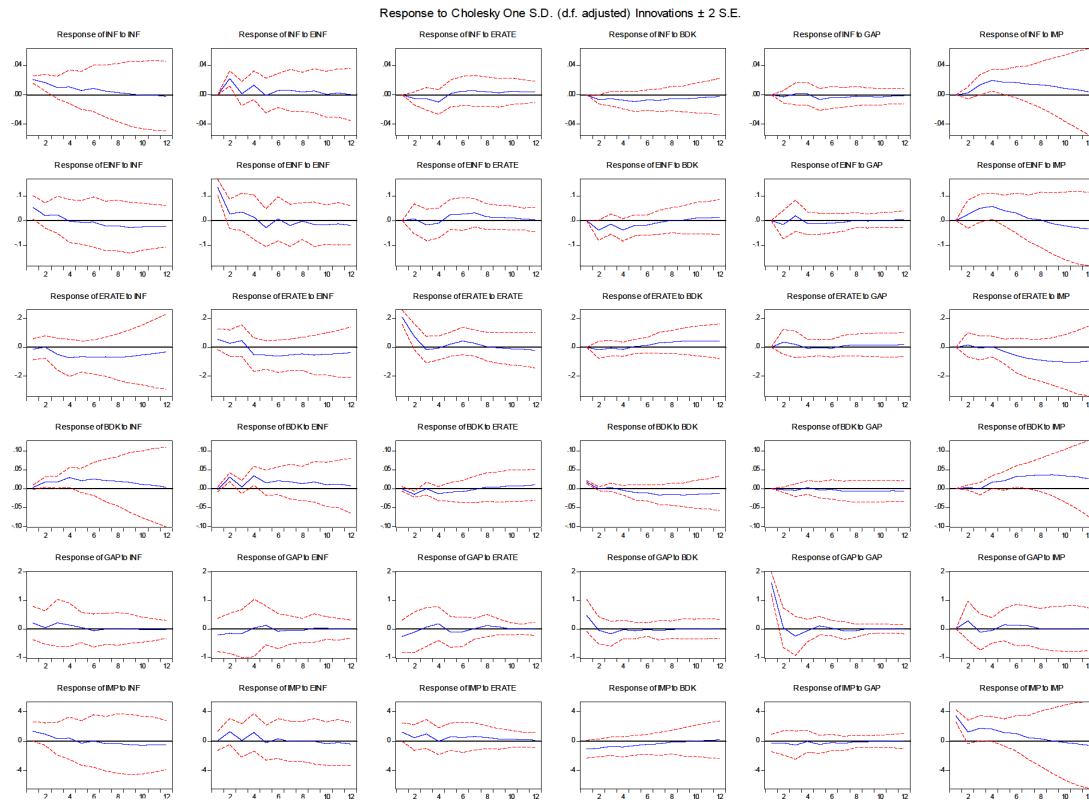


Figure 4. Impulse Response

Table 7. Variance Decomposition of Inflation

| Variance Decomposition of INF: 2013Q2-2022Q2 |          |          |          |          |          |          |          |
|--|----------|----------|----------|----------|----------|----------|----------|
| Period                                       | S.E.     | INF      | BDK      | ERATE    | GAP      | EINF     | IMP      |
| 1  | 0.021034 | 100.0000 | 0.000000 | 0.000000 | 0.000000 | 0.000000 | 0.000000 |
| 2  | 0.036063 | 55.30864 | 2.951177 | 1.700607 | 0.529786 | 38.93471 | 0.575080 |
| 3  | 0.040647 | 49.69539 | 3.956031 | 2.943017 | 0.543090 | 30.82766 | 12.03481 |
| 4  | 0.050000 | 37.70001 | 4.678908 | 5.765232 | 0.448241 | 27.41806 | 23.98955 |
| 5  | 0.054471 | 32.97117 | 6.733048 | 4.998133 | 1.704562 | 23.12745 | 30.46564 |
| 6  | 0.058844 | 30.55336 | 7.141533 | 5.116512 | 1.782459 | 20.85196 | 34.55418 |
| 7  | 0.061989 | 28.20964 | 7.892366 | 5.403641 | 1.943466 | 19.86932 | 36.68157 |
| 8  | 0.064131 | 26.60054 | 8.025601 | 5.522377 | 1.887739 | 18.98956 | 38.97418 |
| 9  | 0.065860 | 25.28077 | 8.294001 | 5.425834 | 1.899158 | 18.70149 | 40.39874 |
| 10   | 0.066864 | 24.52920 | 8.433916 | 5.805621 | 2.010715 | 18.16544 | 41.05511 |
| 11   | 0.067539 | 24.04394 | 8.494797 | 6.121918 | 2.035574 | 17.95215 | 41.35162 |
| 12   | 0.067908 | 23.87197 | 8.522707 | 6.458547 | 2.063413 | 17.76330 | 41.32006 |

In the third quarter, the self-explanatory rate of inflation decreased to approximately 50%. In the third quarter, the inflation explanation rate of expected inflation decreased to approximately 30%. Approximately 12% of the change in inflation in the third quarter is explained by the import unit value index. About 4% of inflation in the third quarter is explained by the expected increase in the exchange rate. About 3% of inflation in the third quarter is explained by the expected interest rate.

At the end of the first year, the inflation rate self-explanation dropped to about 37%. The inflation disclosure rate of the import unit value index rose to 23%. The inflation disclosure rate of the expected interest rate was approximately 5.7%. The expected increase in the exchange rate was approximately 4.6%. At the end of the second year, approximately 38% of the change in inflation is explained by the import unit value index. Eight percent of inflation is explained by the expected increase in the exchange rate.

At the end of the third year, approximately 41% of the total change in inflation is explained by the import unit value index. Eight and a half percent (8.5%) is explained by the expected increase in the exchange rate.

The variance decomposition results are given graphically below.

Variance Decomposition using Cholesky (d.f. adjusted) Factors



Figure 5. Variance Decomposition

In the first chart from the left, a significant part of inflation is explained by the import unit value index and expected inflation. Inflation is then explained by the expected increase in the exchange rate and the expected interest rate. In the first chart, it is understood that a significant part of inflation is explained by expectations. In the second chart, a significant part of the expected inflation is explained by the current inflation and the import unit value index. According to the variance decomposition results of the expected interest rate, a significant part of it is explained by current inflation, expected inflation, and the import unit value index. A significant part of the expected interest rate is explained by the expected inflation, current inflation, and the import unit value index. According to the variance decomposition of the output avalanche, the most explanatory variable is the expected

increase in the Dollar/TL exchange rate. According to the variance decomposition graph of the import unit value index, current inflation, expected inflation, expected interest rate and expected increase in USD/TL exchange rate explain IMP.

According to these results, the main causes of inflation in Türkiye are, respectively, inflation itself, changes in import prices, inflation expectation, expected increases in Dollar/TL exchange rate, interest rate expectation, and the output gap. Therefore, the pass-through effect of exchange rate variability on prices was realized at a very high rate with its effect on import prices. Therefore, the exchange rate should be considered a very important policy variable in explaining the causes of inflation in Türkiye and the fight against inflation.

## CONCLUSION

The fact that inflation stays above the targets for many years causes the targets to weaken as anchors. The rise in inflation rates brought with it the increasing importance attributed to past inflation and exchange rate developments in the formation of expectations. The question that comes to the fore at this point is to what extent this change in the formation of expectations is reflected in the pricing behavior and thus in the inflation dynamics. This research paper tested the hybrid model in price determination to understand the behavior of inflation and macroeconomics. The Motivation of the Study: Do import prices have a significant effect on inflation? Has the sensitivity of the output gap to inflation decreased? Do expectations have an explanatory effect on the inflation rate? The Hybrid NKPC model was used for the research questions of this study.

Do import prices have a significant effect on inflation? In the literature, Kara & Ögünç (2011), Analyzed the years between 2002 and 2011, and emphasized that import prices are as important as the exchange rate on inflation. In the sample taken, both Türkiye's 2001-2002 banking crisis and the 2008 global financial crisis effected import prices. In the study conducted by Kara, Ögünç & Sarıkaya (2017) between 2006 and 2016 in Türkiye, the effect of import prices on inflation decreased, and the exchange rate effect continued in a stable manner. In the history of Türkiye's economy, inflation reached single-digit figures in 2000 and this continued until 2016.

According to the results of the impulse-response analysis graphs of this study, the response of inflation to a shock to import prices is positive throughout all periods. The response of import prices to a shock to inflation is positive for four quarters and then negative until the twelfth quarter. According to the variance decomposition results of the study, the effect of import prices on inflation increased for 12 quarters for the period between 2013-2022. The impact of import prices was not diminished. After 2016, the crisis in the exchange rate caused import prices to increase. Between January 2, 2006, and December 30, 2016, the depreciation<sup>3</sup> of the lira was approximately (minus) 61%. Between January 2, 2017, and October 31, 2022, the depreciation<sup>4</sup> of the lira was approximately (minus) 80%. This explains the result. Therefore, do import prices have a significant effect on inflation? The answer to that question is Yes.

Has the sensitivity of the output gap to inflation decreased? Eren and Çiçek (2009) between 1987 and 2007, analyzed the effect of the national output gap on the domestic inflation rate by the Kalman Filter Method, and the change in the coefficients estimated in the model over time was monitored. It was determined that the coefficient decreased over time. This proved that the Phillips curve flattened in Türkiye. Eren and Çiçek (2009) stated that the inflation process in Türkiye changed and the use of national resources, which the CBRT tries to determine with short-term interest rates, may be insufficient in the fight against inflation. For this reason, they argued that global demand conditions should also be included in inflation models. Tombak, (2021), in the analysis made between 2003 and 2019, found a long-term relationship between inflation, output gap, inflation expectation, real effective exchange rate, and the M2 money supply in Türkiye. The findings concluded that positive increases in output gap increased inflation in the short and long term.

When we looked at the literature, the output gap was generally used as the explanatory variable in the Hybrid New Keynesian Phillips Curve Model and this gap has a positive effect on inflation. In the results of the impulse-response analysis graphs of this study, when a shock is given to the inflation variable, the response of the output gap was positive but decreased for five periods. According to the variance decomposition results, the output gap explained the change in inflation by 0.05% in the second quarter and 0.4% in the fourth quarter for the period 2013-2022. At the end of the second year, the output gap explained 1.8% of the total change in inflation, and at the end of the third year, 2.06% of the total change in inflation. It found that the coefficient decreased over time. This result indicated that the Phillips curve flattened in Türkiye. Therefore, the findings showed that the sensitivity of the output gap to inflation decreased.

The issue of which factors affect economic units while determining prices has always been among the topics worth researching

<sup>3</sup> On January 2, 2006, it was  $\$/TL = 1.3506$  ( $1/1.3506 = 0.74041166888$ ) and on December 30, 2016, it was  $\$/TL = 3.5255$  ( $1/3.5255 = 0.28364770954$ ). Depreciation of the lira =  $((0.28364770954 - 0.74041166888) / 0.74041166888) * 100 = - \% 61.6906232949$

<sup>4</sup> On January 2, 2017, it was  $\$/TL = 3.5402$  ( $1/3.5402 = 0.28246991695$ ) and on October 31, 2022, it was  $\$/TL = 18.6250$  ( $1/18.6250 = 0.05369127516$ ). Depreciation of the lira =  $((0.05369127516 - 0.28246991695) / 0.28246991695) * 100 = - \% 80.9922147676$

for economists. Macro analyses based on micro-fundamentals revealed that inflation expectations have an extremely important role in price determination decisions. From the studies on Türkiye, Çiçek and Alkan (2019) conducted between 2004-2019, it was discovered that when a shock occurs to the realized (or expected) inflation, the effect of this shock spreads to the expected (or actual) inflation and this effect continues for a while.

In the results of the impulse-response analysis graphs of this study, the response of inflation to a shock to expected inflation was positive for eleven periods. Then, the response of inflation disappeared in the twelfth period. The response of expected inflation to a shock to inflation was positive for one year and negative for the following periods. In the variance decomposition results, expected inflation explained about 39% of inflation in the second quarter. Even though this effect decreased towards the end of the year, it explains approximately 17.7% of the total change in inflation at the end of the third year. This finding supported that the CBRT could not be fully successful in shaping inflation expectations during the periods when inflation started to rise in Türkiye.

In results of the impulse-response analysis graphs of this study, the response of inflation to a shock to the expected interest rate (ERATE) was negative for five periods and then the effect was positive until the ninth period. After the ninth period, the effect disappeared. The expected interest rate (ERATE) response to a shock to inflation was meaningless because the zero line and response curve was inside the confidence interval. In the variance decomposition results, the expected interest rate (ERATE) explained approximately 6.45% of the total change in inflation. This effect increased throughout all periods.

According to the results of the impulse-response analysis graphics of this study, the response of inflation to a shock to the expected increase in the Dollar/TL exchange rate (BDK) has been negative for ten periods. Then the effect disappears after the tenth period. The response of the expected increase in the Dollar/TL exchange rate (BDK) to a shock to inflation is positive throughout all periods. In the variance decomposition results, the expected increase in the USD/TL exchange rate (BDK) explains approximately 8.52% of the total change in inflation. This effect tends to increase throughout all periods.

Therefore, do the expectations have an explanatory effect on the inflation rate? The answer to that question is Yes.

In their analysis between 2006-2021, Kara and Sarıkaya (2021) stated that inflation inertia and exchange rate pass-through were quite high after 2017. According to the results of the impulse-response analysis graphics of this study, the response of inflation to a shock to inflation was positive for nine periods, and then the effect disappeared. In the variance decomposition results, inflation explained 100% of the change in the first quarter. the inflation self-explanation rate was 55% in the second quarter and 49% in the third quarter. Although the rate of explaining the change in inflation itself decreased, it explained approximately 24% of the total change at the end of the third year.

This shows that despite the policies implemented by decision makers, economic agents adjusted their pricing behavior according to past inflation more than inflation expectations. For this reason, the measures taken by decision-makers could not be fully successful. For the steps to be effective, behavioral transformation throughout society is also important, while strengthening communication channels plays a critical role in addition to structural policies.

As stated by Kara and Sarıkaya (2021) in their study, it was important for the central bank to re-establish the trust factor to break the inflation inertia. In addition, as stated in the central bank law, the primary objective of monetary policy is to protect the value of the lira.

According to the results of the analysis, the inflation-targeting regime was not successful in anchoring the expectations of economic agents. Developing policies based on expectations by reducing inflation uncertainty by the central bank or economic authority could have a positive effect on inflation. These are remarkable results for policymakers, especially for price stability and inflation targeting.

---

**Peer Review:** Externally peer-reviewed.

**Conflict of Interest:** The authors have no conflict of interest to declare.

**Grant Support:** The authors declared that this study has received no financial support.

---

**ORCID:**

Havva Koç 0000-0002-0906-1438

**REFERENCES**

Abel, A., B., Bernanke, B. S., & Croushore, D. (2017). *Macroeconomi*. 9. Baskı, Çev. Ömer Faruk ÇOLAK, *Elif Yayınevi*.

- Agénor, P. R., & Hoffmaister, A. W. (1997). Money, wages and inflation in middle-income developing countries. International Monetary Fund Working Paper. No: 97-174
- Aytekin, İ., Bayrakdar, S., Aksoy, E. (2023). Türkiye’de döviz kuru ile enflasyon arasındaki uzun ve kısa dönemli ilişkinin incelenmesi. İktisat Politikası Araştırmaları Dergisi - Journal of Economic Policy Researches, 10(1), 87-112. <https://doi.org/10.26650/JEPR1114402>
- Chin, K. H. (2019). New Keynesian Phillips curve with time-varying parameters. *Empirical Economics*, 57(6), 1869-1889.
- Claus, I. (2000). Is the output gap a useful indicator of inflation. *Reserve Bank of New Zealand Discussion Paper No. DP2000/05*. 1-21.
- Çamlıca, F. (2010). Yeni Keynesyen Bir Bakış Açısıyla Türkiye’nin Enflasyon Dinamikleri Yönünden Yapısal Analizi. *Uzmanlık Yeterlilik Tezi, Türkiye Cumhuriyet Merkez Bankası, Ocak*.
- Çiçek, S., & Alkan, B. (2019). Enflasyon ve beklenen enflasyon belirsizlikleri üzerinden türkiye’de para politikasının değerlendirilmesi. *Bankacılar Dergisi*, 109, 82-100.
- Dickey, D. A., & Fuller, W. A. (1981). Likelihood ratio statistics for autoregressive time series with a unit root. *Econometrica: journal of the Econometric Society*, 1057-1072.
- Duğru, M. (2020). Multidisipliner Yaklaşımla İktisadi Kriz Olgusu, “2001 Finans Krizi ile Artan İşsizliğin Yoksulluk Üzerindeki Etkisi: Türkiye Örneği”. Ankara: Gazi Kitabevi. 2020, 3-28.
- Eren, E., & Çiçek, S. (2009). Küreselleşme ve enflasyon: Küresel çıktı açığı hipotezi: Türkiye örneği. *Anadolu Uluslararası İktisat Kongresi*, 17-19.
- Fanelli, L. (2008). Testing the new Keynesian Phillips curve through vector autoregressive models: Results from the Euro area. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 70(1), 53-66.
- Friedman, M. (1977). Nobel lecture: inflation and unemployment. *Journal of political economy*, 85(3), 451-472.
- Friedman, M. (1995). The role of monetary policy. *Essential Readings in Economics*, 215-231. Galı, J., & Gertler, M. (1999). Inflation dynamics: A structural econometric analysis. *Journal of monetary Economics*, 44(2), 195-222. DOI: [https://doi.org/10.1016/S0014-2921\(03\)00028-X](https://doi.org/10.1016/S0014-2921(03)00028-X)
- Hartmann, M., Herwartz, H., & Ulm, M. (2020). Inflation Targeting Under Inflation Uncertainty—Multi-Economy Evidence From A Stochastic Volatility Model. *Macroeconomic Dynamics*, 1-36.
- Johansen, S. (1995). *Likelihood-based inference in cointegrated vector autoregressive models*. OUP Oxford.
- Kara, A. H., & Orak, M. (2008). Enflasyon hedeflemesi. *Krizler, Para ve İktisatçılar, Ed. Ercan Kumcu, İstanbul: Remzi Kitabevi*, 81, 157.
- Kara, H., & Oğünç, F. (2011). *Doviz kuru ve ithalat fiyatlarının enflasyona etkisi* (No. 1114). Research and Monetary Policy Department, Central Bank of the Republic of Turkey.
- Kara, A. H., Ogunc, F., & Sarıkaya, C. (2017). *Inflation dynamics in Turkey: A historical accounting* (No. 1703). Research and Monetary Policy Department, Central Bank of the Republic of Turkey.
- Kara, H., & Sarıkaya, Ç. (2021). *Enflasyon dinamiklerindeki değişim: Döviz kuru geçişkenliği güçleniyor mu?* (No. 2121). Working Paper.
- Kaygısız, A., D. (2018). Döviz kuru dalgalanmalarının enflasyon üzerindeki geçiş etkisi: Türkiye örneği. *International Review of Economics and Management*, 6(2), 117-137.
- Korkmaz, S. (2010). Yeni Keynesyen Phillips Eğrisinin Türkiye’ye Uygulanması. *Uluslararası Yönetim İktisat ve İşletme Dergisi*, 6(11), 141-162.
- Leigh, D., & Rossi, M. (2002). Exchange rate pass-through in Turkey, IMF working paper, <https://www.imf.org/external/pubs/ft/wp/2002/wp02204.pdf>. (ErisilgimTarihi: 10.08.2018) .
- Lucas, R. E., & Rapping, L. A. (1969). *Price Expectations and the Phillips Curve*. *The American Economic Review*, 59 (3), 342-350.).
- Lucas Jr, R. E. (1972). Expectations and the Neutrality of Money. *Journal of economic theory*, 4(2), 103-124.
- Lütkepohl, H. (2005). *New introduction to multiple time series analysis*. Springer Science & Business Media.
- Makridakis, S., Wheelwright, S. C., & Hyndman, R. J. (2008). *Forecasting methods and applications*. John wiley & sons.
- Mert, M., & Çağlar, A. E. (2019). Eviews ve Gauss uygulamalı zaman serileri analizi. Ankara: *Detay Yayıncılık*.
- McKnight, S., Mihailov, A., & Rumler, F. (2020). Inflation forecasting using the New Keynesian Phillips Curve with a time-varying trend. *Economic Modelling*, 87, 383-393.
- Nason, J. M., & Smith, G. W. (2008). The new Keynesian Phillips curve: Lessons from single-equation econometric estimation. *FRB Richmond Economic Quarterly*, 94(4), 361-395.
- Ogunc, F., Ozmen, M. U., & Sarıkaya, C. (2018). *Inflation dynamics in Turkey from a Bayesian perspective* (No. 1810).
- Peker, O., & S. Gormuş. (2008). Türkiye’de doviz kurunun enflasyonist etkileri. *Suleyman Demirel Üniversitesi IIBF Dergisi*, 13(2), 187-202.
- Phelps, E. S. (1969). The new microeconomics in inflation and employment theory. *The American Economic Review*, 59(2), 147-160.
- Phillips, P. C., & Perron, P. (1988). Testing for a unit root in time series regression. *Biometrika*, 75(2), 335-346.
- Rudd, J., & Whelan, K. (2007). Modeling inflation dynamics: A critical review of recent research. *Journal of Money, Credit and Banking*, 39, 155-170.
- Samuelson, P. A., & Solow, R. M. (1960). Analytical aspects of anti-inflation policy. *The American Economic Review*, 50(2), 177-194.
- Sims, C. A. (1980). Macroeconomics and reality. *Econometrica: journal of the Econometric Society*, 1-48.
- Snowdon, B., & Vane, H. R. (2005). *Modern macroeconomics: its origins, development and current state*. Edward Elgar Publishing.
- Terzioğlu, M. K. (2017). Çıktı Büyüklüğü Belirsizliği ve Ekonomi Politikaları Arasındaki Bağlantı: Asimetri Etkisi. *Uluslararası Yönetim İktisat ve İşletme Dergisi*, 13(13), 920-927.
- Terzioğlu, M. K. (2018). Effects of inflation uncertainty on economic policies: Inflation-targeting regime. *Financial Management from an*



*Emerging Market Perspective*, 265-281.

- Tombak, F. (2021). Hibrit Yeni Keynesyen Philips Eğrisi Çerçevesinde Çıktı Açığının Enflasyon Üzerine Etkisi, Türkiye Örneği. *Maliye ve Finans Yazıları*, (Özel Sayı 2), 33-50.
- Wardhono, A., Nasir, M. A., Qori'ah, C. G., & Indrawati, Y. (2021). Movement of Inflation and New Keynesian Phillips Curve in ASEAN. *Economies*, 9(1), 34.
- Yasar, A., & Terzioglu, M. K. (2020). Çıktı Büyüklüğü, Enflasyon ve Para Arzı Arasındaki İlişkinin Modellenmesi: FIVAR ve VARFI Model Karşılaştırması. *PressAcademia Procedia*, 12(1), 11-15.
- Yellen, J. L. (2015). Inflation dynamics and monetary policy. *Speech at the Philip Gamble Memorial Lecture, University of Massachusetts, Amherst*, available at <http://www.federalreserve.gov/newsevents/speech/yellen20150924a.htm>, 1 (2), 3.
- Yılmaz, C. B. (2012). Türkiye'de Enflasyon Beklentilerini Belirleyen Makroekonomik Unsurlar. *TCMB Uzmanlık Yeterlilik Tezi, Ankara*.
- Zobl, F. X., & Ertl, M. (2021). The Condemned Live Longer–New Evidence of the New Keynesian Phillips Curve in Central and Eastern Europe. *Open Economies Review*, 32(4), 671-699.

### How cite this article

Koc, H. (2023). The Hybrid new keynesian phillips curve: An application for Türkiye. *EKOIST Journal of Econometrics and Statistics*, 39, 129-146. <https://doi.org/10.26650/ekoist.2023.39.1309349>

## ATTACHMENTS

Table 8. Vector Autoregression Estimates

Vector Autoregression Estimates

Date: 11/28/22 Time: 16:11

Sample (adjusted): 3 37

Included observations: 35 after adjustments

Standard errors in ( ) &amp; t-statistics in [ ]

|   | INF                                  | EINF                                 | ERATE                                | BDK                                  | GAP                                  | IMP                                  |
|---|--------------------------------------|--------------------------------------|--------------------------------------|--------------------------------------|--------------------------------------|--------------------------------------|
| INF(-1)                                 | 0.346384<br>(0.21525)<br>[ 1.60920]  | 0.404812<br>(1.48375)<br>[ 0.27283]  | -0.182941<br>(2.21366)<br>[-0.08264] | 0.093346<br>(0.18219)<br>[ 0.51236]  | -2.655078<br>(17.8184)<br>[-0.14901] | 6.034022<br>(41.5020)<br>[ 0.14539]  |
| INF(-2)                                 | -0.056654<br>(0.31427)<br>[-0.18027] | -0.967926<br>(2.16626)<br>[-0.44682] | -2.907827<br>(3.23192)<br>[-0.89972] | 0.552921<br>(0.26599)<br>[ 2.07869]  | 20.00228<br>(26.0146)<br>[ 0.76889]  | -17.29203<br>(60.5924)<br>[-0.28538] |
| EINF(-1)                                | 0.172713<br>(0.03293)<br>[ 5.24478]  | 0.169297<br>(0.22699)<br>[ 0.74583]  | 0.078152<br>(0.33866)<br>[ 0.23077]  | 0.256323<br>(0.02787)<br>[ 9.19633]  | -0.714713<br>(2.72594)<br>[-0.26219] | 8.968886<br>(6.34918)<br>[ 1.41260]  |
| EINF(-2)                                | 0.005084<br>(0.05683)<br>[ 0.08945]  | 0.566131<br>(0.39176)<br>[ 1.44508]  | 0.698465<br>(0.58449)<br>[ 1.19501]  | -0.051096<br>(0.04810)<br>[-1.06218] | -2.086037<br>(4.70470)<br>[-0.44339] | 1.354594<br>(10.9580)<br>[ 0.12362]  |
| ERATE(-1)                               | -0.030298<br>(0.02091)<br>[-1.44866] | -0.027590<br>(0.14417)<br>[-0.19137] | 0.354352<br>(0.21509)<br>[ 1.64749]  | -0.077036<br>(0.01770)<br>[-4.35182] | -0.994940<br>(1.73129)<br>[-0.57468] | 0.002688<br>(4.03246)<br>[ 0.00067]  |
| ERATE(-2)                               | -0.043179<br>(0.02285)<br>[-1.88971] | -0.258196<br>(0.15750)<br>[-1.63932] | -0.264581<br>(0.23498)<br>[-1.12596] | 0.041464<br>(0.01934)<br>[ 2.14400]  | 0.670414<br>(1.89144)<br>[ 0.35445]  | -0.542115<br>(4.40549)<br>[-0.12305] |
| BDK(-1)                                 | -0.269043<br>(0.14507)<br>[-1.85458] | -1.562479<br>(0.99997)<br>[-1.56252] | -1.369957<br>(1.49190)<br>[-0.91827] | 0.081993<br>(0.12279)<br>[ 0.66777]  | 1.276644<br>(12.0087)<br>[ 0.10631]  | -29.90310<br>(27.9703)<br>[-1.06910] |
| BDK(-2)                                 | 0.274124<br>(0.12917)<br>[ 2.12225]  | 0.414612<br>(0.89036)<br>[ 0.46567]  | 0.067552<br>(1.32835)<br>[ 0.05085]  | 0.613631<br>(0.10933)<br>[ 5.61282]  | -8.582993<br>(10.6923)<br>[-0.80273] | 27.85196<br>(24.9041)<br>[ 1.11837]  |
| GAP(-1)                                 | -0.001503<br>(0.00258)<br>[-0.58266] | -0.008800<br>(0.01778)<br>[-0.49501] | 0.023803<br>(0.02652)<br>[ 0.89743]  | -0.001551<br>(0.00218)<br>[-0.71042] | 0.039777<br>(0.21349)<br>[ 0.18632]  | -0.087249<br>(0.49726)<br>[-0.17546] |
| GAP(-2)                                 | 0.003911<br>(0.00253)<br>[ 1.54511]  | 0.015008<br>(0.01745)<br>[ 0.86024]  | 0.001959<br>(0.02603)<br>[ 0.07528]  | 0.001979<br>(0.00214)<br>[ 0.92367]  | -0.138063<br>(0.20951)<br>[-0.65899] | -0.162166<br>(0.48797)<br>[-0.33233] |
| IMP(-1)                                 | 0.000790<br>(0.00119)<br>[ 0.66687]  | 0.007406<br>(0.00817)<br>[ 0.90645]  | 0.004825<br>(0.01219)<br>[ 0.39583]  | 0.000960<br>(0.00100)<br>[ 0.95682]  | 0.084234<br>(0.09812)<br>[ 0.85845]  | 0.364631<br>(0.22855)<br>[ 1.59543]  |
| IMP(-2)                                 | 0.002688<br>(0.00125)<br>[ 2.15248]  | 0.012710<br>(0.00861)<br>[ 1.47638]  | -0.005934<br>(0.01284)<br>[-0.46201] | -0.002001<br>(0.00106)<br>[-1.89311] | -0.055850<br>(0.10338)<br>[-0.54022] | 0.343577<br>(0.24080)<br>[ 1.42683]  |
| C                                       | 0.024885<br>(0.01348)<br>[ 1.84610]  | 0.152896<br>(0.09292)<br>[ 1.64548]  | 0.215218<br>(0.13863)<br>[ 1.55247]  | 0.005574<br>(0.01141)<br>[ 0.48858]  | -0.131438<br>(1.11586)<br>[-0.11779] | 0.611047<br>(2.59903)<br>[ 0.23511]  |
| R-squared                               | 0.844239                             | 0.482766                             | 0.284406                             | 0.922223                             | 0.111060                             | 0.516945                             |
| Adj. R-squared                          | 0.759278                             | 0.200638                             | -0.105918                            | 0.879799                             | -0.373817                            | 0.253460                             |
| Sum sq. resids                          | 0.009734                             | 0.462489                             | 1.029438                             | 0.006973                             | 66.69812                             | 361.8401                             |
| S.E. equation                           | 0.021034                             | 0.144990                             | 0.216316                             | 0.017803                             | 1.741187                             | 4.055525                             |
| F-statistic                             | 9.936805                             | 1.711160                             | 0.728641                             | 21.73829                             | 0.229047                             | 1.961954                             |
| Log likelihood                          | 93.61869                             | 26.05057                             | 12.04801                             | 99.45542                             | -60.94735                            | -90.54030                            |
| Akaike AIC                              | -4.606782                            | -0.745747                            | 0.054399                             | -4.940310                            | 4.225563                             | 5.916589                             |
| Schwarz SC                              | -4.029081                            | -0.168046                            | 0.632100                             | -4.362609                            | 4.803264                             | 6.494289                             |
| Mean dependent                          | 0.040416                             | 0.061334                             | 0.041139                             | 0.091313                             | -0.265432                            | 0.754142                             |
| S.D. dependent                          | 0.042871                             | 0.162169                             | 0.205697                             | 0.051351                             | 1.485529                             | 4.693756                             |
| Determinant resid covariance (dof adj.) |                                      | 3.31E-09                             |                                      |                                      |                                      |                                      |
| Determinant resid covariance            |                                      | 2.04E-10                             |                                      |                                      |                                      |                                      |
| Log likelihood                          |                                      | 92.50876                             |                                      |                                      |                                      |                                      |
| Akaike information criterion            |                                      | -0.829072                            |                                      |                                      |                                      |                                      |
| Schwarz criterion                       |                                      | 2.637132                             |                                      |                                      |                                      |                                      |
| Number of coefficients                  |                                      | 78                                   |                                      |                                      |                                      |                                      |

**Table 9.** Variance Decomposition

| Variance Decomposition of INF: |          |          |          |          |          |          |          |
|--------------------------------|----------|----------|----------|----------|----------|----------|----------|
| Period                         | S.E.     | INF      | EINF     | ERATE    | BDK      | GAP      | IMP      |
| 1                              | 0.021034 | 100.0000 | 0.000000 | 0.000000 | 0.000000 | 0.000000 | 0.000000 |
| 2                              | 0.036063 | 55.30864 | 38.93471 | 1.700607 | 2.951177 | 0.529786 | 0.575080 |
| 3                              | 0.040647 | 49.69539 | 30.82766 | 2.943017 | 3.956031 | 0.543090 | 12.03481 |
| 4                              | 0.050000 | 37.70001 | 27.41806 | 5.765232 | 4.678908 | 0.448241 | 23.98955 |
| 5                              | 0.054471 | 32.97117 | 23.12745 | 4.998133 | 6.733048 | 1.704562 | 30.46564 |
| 6                              | 0.058844 | 30.55336 | 20.85196 | 5.116512 | 7.141533 | 1.782459 | 34.55418 |
| 7                              | 0.061989 | 28.20964 | 19.86932 | 5.403641 | 7.892366 | 1.943466 | 36.68157 |
| 8                              | 0.064131 | 26.60054 | 18.98956 | 5.522377 | 8.025601 | 1.887739 | 38.97418 |
| 9                              | 0.065860 | 25.28077 | 18.70149 | 5.425834 | 8.294001 | 1.899158 | 40.39874 |
| 10                             | 0.066864 | 24.52920 | 18.16544 | 5.805621 | 8.433916 | 2.010715 | 41.05511 |
| 11                             | 0.067539 | 24.04394 | 17.95215 | 6.121918 | 8.494797 | 2.035574 | 41.35162 |
| 12                             | 0.067908 | 23.87197 | 17.76330 | 6.458547 | 8.522707 | 2.063413 | 41.32006 |

| Variance Decomposition of EINF: |          |          |          |          |          |          |          |
|---------------------------------|----------|----------|----------|----------|----------|----------|----------|
| Period                          | S.E.     | INF      | EINF     | ERATE    | BDK      | GAP      | IMP      |
| 1                               | 0.144990 | 13.57276 | 86.42724 | 0.000000 | 0.000000 | 0.000000 | 0.000000 |
| 2                               | 0.156976 | 13.24108 | 76.68105 | 0.204200 | 6.170916 | 1.038286 | 2.664472 |
| 3                               | 0.172784 | 12.78739 | 67.42540 | 1.227566 | 5.736702 | 2.065960 | 10.75699 |
| 4                               | 0.187381 | 10.88267 | 57.87387 | 1.349708 | 8.944070 | 2.129705 | 18.81998 |
| 5                               | 0.197016 | 9.988547 | 54.49364 | 2.918103 | 9.008474 | 2.360160 | 21.23108 |
| 6                               | 0.202330 | 9.562483 | 51.78759 | 4.445979 | 9.376603 | 2.478975 | 22.34837 |
| 7                               | 0.207296 | 10.23393 | 50.23148 | 6.516839 | 9.054650 | 2.487510 | 21.47559 |
| 8                               | 0.208908 | 11.03202 | 49.46775 | 6.953168 | 8.916325 | 2.460601 | 21.17013 |
| 9                               | 0.212228 | 12.52230 | 48.46054 | 7.104768 | 8.655608 | 2.394732 | 20.86205 |
| 10                              | 0.215917 | 13.45716 | 47.43425 | 7.137143 | 8.571617 | 2.320175 | 21.07966 |
| 11                              | 0.219920 | 14.17285 | 46.07832 | 6.960138 | 8.490260 | 2.249749 | 22.04869 |
| 12                              | 0.225042 | 14.59203 | 44.70568 | 6.674769 | 8.523914 | 2.194199 | 23.30940 |

| Variance Decomposition of ERATE: |          |          |          |          |          |          |          |
|----------------------------------|----------|----------|----------|----------|----------|----------|----------|
| Period                           | S.E.     | INF      | EINF     | ERATE    | BDK      | GAP      | IMP      |
| 1                                | 0.216316 | 0.317646 | 6.874162 | 92.80819 | 0.000000 | 0.000000 | 0.000000 |
| 2                                | 0.235012 | 0.278497 | 7.327024 | 88.76485 | 0.554129 | 2.570919 | 0.504581 |
| 3                                | 0.245822 | 3.962979 | 10.39456 | 81.52741 | 0.547519 | 3.070752 | 0.496775 |
| 4                                | 0.261891 | 11.27311 | 12.87721 | 71.86845 | 0.741027 | 2.766879 | 0.473332 |
| 5                                | 0.277225 | 15.34584 | 15.17860 | 64.77818 | 0.708370 | 2.480839 | 1.508167 |
| 6                                | 0.300954 | 18.13285 | 16.99679 | 57.10131 | 0.802293 | 2.148782 | 4.817979 |
| 7                                | 0.324722 | 19.63525 | 17.14250 | 49.82985 | 1.631265 | 1.991264 | 9.769866 |
| 8                                | 0.348566 | 20.82218 | 16.51406 | 43.27118 | 2.533827 | 1.943785 | 14.91497 |
| 9                                | 0.374321 | 20.96011 | 16.39770 | 37.53326 | 3.489175 | 1.872192 | 19.74758 |
| 10                               | 0.397041 | 20.36200 | 15.92491 | 33.42558 | 4.311093 | 1.828649 | 24.14777 |
| 11                               | 0.417617 | 19.45537 | 15.55114 | 30.30875 | 4.985144 | 1.804414 | 27.89519 |
| 12                               | 0.434036 | 18.53116 | 15.06708 | 28.28317 | 5.564617 | 1.861316 | 30.69266 |

| Variance Decomposition of BDK: |      |     |      |       |     |     |     |
|--------------------------------|------|-----|------|-------|-----|-----|-----|
| Period                         | S.E. | INF | EINF | ERATE | BDK | GAP | IMP |

**Table 10.** VAR Residual Serial Correlation LM Tests

VAR Residual Serial Correlation LM Tests

Date: 11/28/22 Time: 16:13

Sample: 1 37

Included observations: 35

---



---

Null hypothesis: No serial correlation at lag h

---

| Lag | LRE* stat | df | Prob.  | Rao F-stat | df         | Prob.  |
|-----|-----------|----|--------|------------|------------|--------|
| 1   | 31.15890  | 36 | 0.6980 | 0.823514   | (36, 51.1) | 0.7276 |
| 2   | 34.36270  | 36 | 0.5466 | 0.931566   | (36, 51.1) | 0.5834 |
| 3   | 32.86612  | 36 | 0.6184 | 0.880459   | (36, 51.1) | 0.6524 |
| 4   | 38.95014  | 36 | 0.3384 | 1.095413   | (36, 51.1) | 0.3772 |

---



---

**Table 11.** VAR Residual Heteroskedasticity Tests (Levels and Squares)

VAR Residual Heteroskedasticity Tests (Levels and Squares)

Date: 11/28/22 Time: 16:13

Sample: 1 37

Included observations: 35

---



---

Joint test:

| Chi-sq   | df  | Prob.  |
|----------|-----|--------|
| 507.2118 | 504 | 0.4515 |

---



---

**Table 12.** Normality Test

| Component | Kurtosis | Chi-sq   | df | Prob.  |
|-----------|----------|----------|----|--------|
| 1         | 3.703394 | 0.721529 | 1  | 0.3956 |
| 2         | 5.285862 | 7.620031 | 1  | 0.0058 |
| 3         | 3.960506 | 1.345418 | 1  | 0.2461 |
| 4         | 2.738945 | 0.099385 | 1  | 0.7526 |
| 5         | 4.204667 | 2.116365 | 1  | 0.1457 |
| 6         | 2.785764 | 0.066933 | 1  | 0.7959 |
| Joint     |          | 11.96966 | 6  | 0.0626 |

---



---

## Şoklar Brezilya, Güney Afrika ve Yeni Zelanda'da Kişi Başı Ekolojik Dengeyi Kalıcı Olarak Etkiler mi?

### Do Shocks Permanently Affect Ecological Balance Per Capita in Brazil, South Africa, and New Zealand?

Mehmet Erdoğan<sup>1</sup> 

<sup>1</sup>(Dr. Öğretim Üyesi), Sivas Cumhuriyet Üniversitesi, İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi, İktisat Bölümü, Sivas, Türkiye

#### ÖZ

Bu çalışmanın amacı Brezilya, Güney Afrika ve Yeni Zelanda için ayrı ayrı hesaplanan kişi başı ekolojik dengenin şoklardan kalıcı olarak etkilenip etkilenmediğini ortaya koymaktır. Analiz dönemi incelenen tüm ülkeler için (veri mevcudiyetine bağlı olarak) 1961–2022 dönemini kapsamaktadır. Çalışmada kullanılan veriler yıllık bazdadır. Kişi başı ekolojik denge, kişi başı biyolojik kapasiteden kişi başı ekolojik ayak izinin çıkartılmasıyla elde edilmiştir. Doğrusal dışılığı dikkate almayan ve doğrusal dışılığı dikkate alan birim kök testleri arasında bir seçim yapabilmek amacıyla önce Harvey vd. (2008) tarafından önerilen doğrusallık testi uygulanmıştır. Doğrusallık analizinin sonuçları dikkate alınarak çalışmada Brezilya verilerine ve Yeni Zelanda verilerine ADF birim kök testi, Elliott vd. (1996) tarafından önerilen birim kök testi ve Narayan ve Popp (2010) tarafından önerilen birim kök testi uygulanmıştır. Güney Afrika'ya ait kişi başı ekolojik denge serisi için ise Kapetanios vd. (2003) tarafından önerilen birim kök testi, Kruse (2011) tarafından önerilen birim kök testi ve Gürış (2019) tarafından önerilen birim kök testi uygulanmıştır. Elde edilen bulgulara göre Brezilya, Güney Afrika ve Yeni Zelanda için ayrı ayrı hesaplanan kişi başı ekolojik dengeye yönelik şokların kalıcı etkiye sahip olduğu söylenebilir. Çalışmada ayrıca elde edilen bulgulardan yola çıkarak önemli önerilerde de bulunulmuştur.

#### ABSTRACT

The aim of this study is to reveal whether the ecological balance per capita calculated separately for Brazil, South Africa, and New Zealand is permanently affected by shocks or not. The analysis period (depending on data availability) covers the period 1961–2022 for all countries examined. The data used in the study are on an annual basis. The ecological balance per capita has been obtained by subtracting the per capita ecological footprint from the per capita biocapacity. In order to make a choice between unit root tests that do not take into account nonlinearity and those that do, the linearity test suggested by Harvey et al. (2008) was first applied. Considering the results of the linearity analysis, the ADF unit root test, the unit root test recommended by Elliott et al. (1996), and the unit root test proposed by Narayan and Popp (2010) were applied to the data of Brazil and the data of New Zealand. For the ecological balance per capita series of South Africa, the unit root test recommended by Kapetanios et al. (2003), the unit root test proposed by Kruse (2011), and the unit root test suggested by Gürış (2019) were applied. According to the findings obtained, it can be said that the shocks to the ecological balance per capita (calculated separately for Brazil, South Africa, and New Zealand) have a permanent effect. The study also made important suggestions based on the findings.

**Anahtar Kelimeler:** Birim Kök Testi, Biyolojik Kapasite, Ekolojik Ayak İzi, Ekolojik Denge

**Keywords:** Unit Root Test, Biocapacity, Ecological Footprint, Ecological Balance

#### EXTENDED SUMMARY

Knowing how environmental variables respond to public interventions is very important for effective environmental policymaking. This study aimed to ascertain whether shocks permanently influenced the ecological balance per capita calculated separately for Brazil, South Africa, and New Zealand. The study also intended to discover whether public interventions designed to change the ecological balance per capita of any of the three analysed countries (Brazil, South Africa, and New Zealand) could be efficacious.

**Corresponding Author:** Mehmet Erdoğan **E-mail:** mehmet100058@outlook.com

**Submitted:** 30.07.2023 • **Revision Requested:** 13.09.2023 • **Last Revision Received:** 18.10.2023 • **Accepted:** 23.11.2023



This article is licensed under a Creative Commons Attribution-NonCommercial 4.0 International License (CC BY-NC 4.0)

In this study, countries with a low environmental policy stringency index were selected because it was aimed at revealing the effect of shocks on per capita ecological balance in countries with low environmental policy stringency. As a result of the 2020 values of the environmental policy stringency index, it has been accepted that there is low environmental policy stringency in Brazil, South Africa, Iceland, and New Zealand (since the environmental policy stringency index data announced by the OECD are not available after 2020, the 2020 environmental policy stringency index data were taken into account). However, due to the unavailability of data, the ecological balance per capita for Iceland could not be calculated. Therefore, only Brazil, South Africa, and New Zealand are among the countries analysed.

As a result of the literature review, a limited number of studies have been found that reveal whether ecological balance is permanently or temporarily affected by shocks. These studies are as follows: Ulucak and Lin (2017), Yilanci and Pata (2020), Ozcan et al. (2021), and Pata and Yilanci (2021). Ulucak and Lin (2017), in their empirical study on the US, found that the ecological deficit (balance) follows a unit root process. In their empirical study of the G7 and E7 nations, Yilanci and Pata (2020) came to the conclusion that shocks do not permanently affect the ecological balance per capita (calculated separately for nine nations). In their empirical analysis of 27 OECD nations, Ozcan et al. (2021) came to the conclusion that the ecological balance per capita (which is calculated separately for Germany, Israel, and Mexico) does not follow a unit root process. The empirical study of Pata and Yilanci (2021) for the G10 and N11 countries reported that the ecological balance per capita (which is calculated separately for Nigeria, the Philippines, Italy, Japan, the United Kingdom, and the US) follows a unit root process. The literature review of the current study also includes studies investigating whether ecological variables other than ecological balance are permanently affected by shocks. These studies are as follows: Chen et al. (2016), Tiwari et al. (2016), Solarin and Bello (2018), Ozcan et al. (2019), Solarin et al. (2019), Yilanci et al. (2019), Alper and Alper (2021), Bermejo et al. (2021), Caglar et al. (2021), Solarin et al. (2021), Solarin and Gil-Alana (2021), Caglar and Mert (2022), Erdogan et al. (2022), Esenyel İcen et al. (2022), Bello et al. (2023), Hacıımamođlu (2023), Pata and Aydin (2023), and Solarin et al. (2023).

The present study used ecological balance per capita data. The ecological balance per capita data were computed for each stated country by subtracting its per capita ecological footprint from its per capita biocapacity. The analysis period (depending on data availability) begins in 1961 and ends in 2022. Initially, the study utilised the linearity test suggested by Harvey et al. (2008). This test was labelled HLX for this study, and its results enabled the assertion that the series computed for Brazil and New Zealand were linear, whereas the series for South Africa was nonlinear. The ADF unit root test, the unit root test suggested by Elliott et al. (1996) [this test is called DF-GLS in this paper], and the unit root test recommended by Narayan and Popp (2010) [this test is called NP in this paper] were applied for the data of Brazil and the data of New Zealand. For the data of South Africa, the unit root test recommended by Kapetanios et al. (2003) [this test is called KSS in this paper], the unit root test proposed by Kruse (2011) [this test is called KS in this paper], and the unit root test suggested by Güriş (2019) [this test is called FKS in this paper] were applied.

The study results suggest that shocks to the ecological balance per capita (calculated separately for Brazil, South Africa, and New Zealand) have permanent effects. In this respect, it can be stated that the intervention to change the ecological balance per capita in Brazil, South Africa, and New Zealand will have a permanent effect. Hence, it is critical for policymakers in the three stated nations to implement strategies designed to change the ecological balance per capita.

## Giriş

Sanayi Devrimi'nin ardından insan faaliyetlerindeki artış neticesinde oldukça kısa süre içerisinde çok fazla kaynak ve enerji tüketiminin gerçekleştirildiđi görülmüştür. Enerji, kaynak tüketimi ve endüstriyel üretim, küresel ekoloji üzerinde geniş bir etkiye sahiptir. Hem enerji ve kaynak tüketimi hem de endüstriyel üretim havanın, toprađın ve suyun kirlenmesine yol açarak ciddi çevresel sorunlara neden olur (Moors vd., 2005, s. 657). Küresel ısınma, iklim deđişikliđi, ormanların yok olması, atıkların artış göstermesi, havanın kirlenmesi, su kirliliđi, asit yağmurlarının görülməsi, ozon tabakasının incelenmesi ve biyolojik çeşitliliđin azalması insan faaliyetlerinde görülen hızlı artışın beraberinde getirdiđi çevresel sorunlara örnek olarak gösterilebilir (Pata ve Yilanci, 2021, s. 624).

İnsan faaliyetlerinin çevre kirliliđi üzerindeki etkisini ortaya koymaya çalışan ampirik çalışmalara [örneğin Acarođlu vd. (2023), Bektaş ve Ursavaş (2023), Cil (2023), Wang vd. (2023) gibi çalışmalar] ilaveten çevreye ilişkin birtakım deđişkenlerin şoklardan geçici mi yoksa kalıcı mı etkilendiđini ortaya koymaya çalışan ampirik çalışmaları da mevcuttur. Bu çalışmalara örnek olarak şunlar gösterilebilir: Chen vd. (2016), Tiwari vd. (2016), Ulucak ve Lin (2017), Solarin ve Bello (2018), Ozcan vd. (2019), Solarin vd. (2019), Yilanci vd. (2019), Yilanci ve Pata (2020), Alper ve Alper (2021), Bermejo vd. (2021), Caglar vd. (2021), Ozcan vd. (2021), Pata ve Yilanci (2021), Solarin vd. (2021), Solarin ve Gil-Alana (2021), Caglar ve Mert (2022), Erdogan vd. (2022), Esenyel İcen vd. (2022), Bello vd. (2023), Hacıımamođlu (2023), Pata ve Aydin (2023), Solarin vd. (2023). Bu çalışmalara ilişkin detaylı bilgiler çalışmanın literatür incelemesi kısmında yer almaktadır.

Ekolojiye ilişkin deđişkenlerin birim kök içerip içermediđini ortaya koymak uygulanacak çevre politikasının etkin olup olmayacağına ilişkin bilgi verecektir. Bu açıdan ekolojiye ilişkin deđişkenlerin birim kök içerip içermediđini ortaya koymak büyük öneme

sahiptir. Ekolojiye ilişkin bir değişken birim kök içeriyorsa dışsal şokların değişken üzerindeki etkisi geçici değildir. Bu durumda ekolojiye ilişkin bir değişken birim kök içeriyorsa uygulanan politikaların çevre kalitesi üzerindeki etkisi kalıcı olacaktır. Eğer ekolojiye ilişkin bir değişken birim kök içermiyorsa dışsal şoklar değişken üzerinde sadece geçici bir etkiye sahip olacaktır. Bu durumda uygulanan politikaların çevre kalitesi üzerinde kalıcı bir etkisi olmayacaktır (Pata ve Yilanci, 2021, s. 624). Bu çalışmada literatürde yaygın olarak kullanılan karbondioksit emisyonu ve ekolojik ayak izi değişkenlerinin aksine kişi başı ekolojik denge değişkeni kullanılmıştır. Bu çalışmanın amacı sıkı çevre politikalarına sahip olmayan ülkelerde kişi başı ekolojik dengeyi etkilemeye dönük çevre politikalarının kalıcı bir etkiye mi yoksa geçici bir etkiye mi sahip olacağını ortaya koymaktır. Kirlilik cenneti hipotezine göre çevreyi yoğun bir şekilde kirleten endüstriler genellikle çevreye ilişkin düzenlemelerin daha az olmasından ötürü gelişmişlik düzeyi daha düşük ülkeleri tercih etmektedir (Al-mulali ve Tang, 2013, ss. 813–814). Bu durumda eğer kirlilik cenneti hipotezi geçerliyse sıkı çevre politikalarına sahip olmayan ülkelerde ekolojik dengeye ilişkin doğru politikaların oluşturulmasının mühim olduğu anlaşılmaktadır. Ekolojik dengeye ilişkin politikaların etkinliği hakkında bir karara varılabilmesi için ise Pata ve Yilanci (2021, s. 624) tarafından yapılan açıklamalardan anlaşılacağı üzere ekolojik dengenin şoklara verdiği tepkinin bilinmesi oldukça önemlidir.

Sıkı çevre politikalarına sahip olmayan ülkeleri belirleyebilmek adına çevresel politika sıklığı endeksi [environmental policy stringency index (çalışmada bu endeks EPS olarak adlandırılmıştır)] verilerinden yararlanılmıştır. OECD tarafından açıklanan 2020 yılı EPS verileri incelendiğinde<sup>1</sup> hiçbir ülke için endeks değerinin sıfır değerini almadığını ve tüm endeks değerlerinin beşin altında olduğunu görmek mümkündür. Bu durum dikkate alınarak çalışmada yüksek EPS endeksi grubu için  $4 \leq EPS < 5$  aralığı ve düşük EPS endeksi grubu için  $0 < EPS \leq 1$  aralığı uygun görülmüştür. Bu kapsamda 2020 yılı EPS verileri dikkate alındığında Brezilya, Güney Afrika, İzlanda ve Yeni Zelanda düşük EPS endeksine sahip ülkeler olarak değerlendirilmiştir. İzlanda düşük EPS endeksine sahip ülkeler arasında olduğu kabul edilmesine karşın İzlanda'ya ait ekolojik ayak izi ve biyolojik kapasite verileri mevcut olmadığından çalışmada analiz edilen ülkeler arasında İzlanda bulunmamaktadır.

Literatür taraması sonucunda Brezilya'ya ait kişi başı ekolojik denge serisinin şoklardan kalıcı etkilenip etkilenmediğini araştıran sadece bir çalışmaya<sup>2</sup> rastlanmıştır. Benzer şekilde Yeni Zelanda'ya ait kişi başı ekolojik denge serisinin şoklardan kalıcı etkilenip etkilenmediğini araştıran sadece bir çalışmaya<sup>3</sup> rastlanmıştır. Ancak bu çalışmanın analiz dönemi her iki çalışmanın analiz döneminden (gerek Yilanci ve Pata (2020)'nin analiz döneminden gerekse Ozcan vd. (2021)'nin analiz döneminden) daha geniştir. Bununla birlikte Yilanci ve Pata (2020)'nin çalışmasında uygulanan testlerin tamamı bu çalışmada uygulanan testlerden farklıdır. Ozcan vd. (2021)'nin çalışmasında ise (bu çalışmadan farklı olarak) Narayan ve Popp (2010) tarafından önerilen birim kök testi ile Elliott vd. (1996) tarafından önerilen birim kök testi uygulanmamıştır. Güney Afrika'ya ait kişi başı ekolojik denge serisinin şoklardan kalıcı etkilenip etkilenmediğini araştıran herhangi bir çalışmaya rastlanmamıştır. Bu açıdan bu çalışmanın literatüre katkı sağlaması beklenmektedir.

Giriş bölümünün ardından gelen ikinci bölümde çalışma için önemli olan bazı kavramlara yer verilmiştir. Çalışmanın üçüncü bölümü literatür incelemesine ayrılmıştır. Bu bölümde çevreye ilişkin kimi değişkenlerin şoklardan kalıcı etkilenip etkilenmediğini araştıran bazı ampirik çalışmalara yer verilmiştir. Çalışmada kullanılan verilere ve yöntemlere dair bilgiler çalışmanın dördüncü bölümünde yer almaktadır. Ampirik analiz sonucunda elde edilen bulgulara çalışmanın beşinci bölümünde yer verilmiştir. Çalışmanın tartışma bölümü çalışmanın altıncı bölümünde yer almaktadır. Tartışma bölümünde elde edilen bulgular yorumlanmış, elde edilen bulgular bazı ampirik çalışmalarda elde edilen bulgularla karşılaştırılmış ve çalışmanın sınırlılıklarından söz edilmiştir. Çalışmanın son bölümü olan yedinci bölüm çalışmanın sonuç bölümüdür.

## Kavramsal Çerçeve

Birçok ampirik çalışmada çevresel bozulmayı temsilen karbondioksit emisyonu değişkeninin kullanıldığı görülmektedir. Örneğin Chang (2015), Ahmad vd. (2019) ve Wen vd. (2021) çalışmalarında çevresel bozulmayı temsilen kişi başı karbondioksit emisyonu değişkenini tercih etmişlerdir. Çok sayıda ampirik çalışmada çevresel bozulmayı temsilen karbondioksit emisyonu tercih edilmesine karşın çevresel bozulmayı temsilen ekolojik ayak izi (ecological footprint) de kullanılabilir. Karbondioksit emisyonunun aksine ekolojik ayak izi çevresel bozulmayı birçok açıdan yansıtan daha kapsamlı bir göstergedir (Ajmi ve Inglesi-Lotz, 2021, s. 408). Çevresel bozulmayı temsilen ekolojik ayak izi değişkenini tercih eden yakın tarihli ampirik çalışmalara örnek olarak Zambrano-Monserrate vd. (2020)'nin çalışması ile Kostakis ve Arauzo-Carod (2023) tarafından yapılan çalışma gösterilebilir. Ekolojik ayak izi Kanadalı bilim insanı Rees (1992), tarafından tanımlanan bir kavramdır. Sonraki tarihlerde ekolojik ayak izi kavramı farklı çalışmalarda detaylandırılmıştır. Bu çalışmalara Wackernagel ve Rees (1996) tarafından yapılan çalışma örnek gösterilebilir (Siche vd., 2008, s. 629). Ekolojik ayak izi bir toplumun doğa üzerindeki yükünü gösterir (Wackernagel ve Rees, 1996, s. 5). Farklı

<sup>1</sup> 2020 yılından sonraki yıllara ilişkin EPS verileri mevcut olmadığından 2020 yılı EPS verileri dikkate alınmıştır. EPS endeksi, sıfır ile altı arasında değerler alabilmektedir. Sıfır en düşük sıklık düzeyini, altı ise en yüksek sıklık düzeyini göstermektedir (Kruise vd., 2022). EPS verilerine ilişkin erişim adresi: <https://stats.oecd.org/Index.aspx?DataSetCode=EPS#> (Erişim Tarihi: 05.04.2023).

<sup>2</sup> Bu çalışma Yilanci ve Pata (2020)'nin çalışmasıdır.

<sup>3</sup> Bu çalışma Ozcan vd. (2021)'nin çalışmasıdır.

bir ifadeyle ekolojik ayak izi biyolojik kapasiteye (biocapacity) yönelik talebi göstermektedir (Wackernagel vd., 2021, s. 734). Biyolojik kapasite ise biyosferin üretken kapasitesi ile biyosferin insanlar için faydalı biyolojik kaynak ve hizmet akışını sağlama yeteneğini belirtmektedir (Moran vd., 2008, s. 472). Bir bölgenin (örneğin bir ülkenin) biyolojik kapasitesinin artış gösterebilmesi için ya birim alan başına verimliliğin artış göstermesi ya da verimli alanların niceliğinde bir artışın olması gerekir (Von Stokar vd., 2006, s. 13). Ülkeler arasında karşılaştırma yapabilmek için ekolojik ayak izi ve biyolojik kapasite genellikle küresel hektar (kha) olarak adlandırılan ölçü birimiyle ifade edilir (Borucke vd., 2013, s. 521). Bir küresel hektar, verimliliği küresel verimliliğe eşit olan bir hektarlık alanı ifade etmektedir (Von Stokar vd., 2006, s. 13; Wackernagel ve Beyers, 2016, s. 56). Bir ülkenin ekolojik ayak izini üretim açısından ele almak mümkündür. Üretimin ekolojik ayak izi bir ülkedeki üretim sürecinden kaynaklı biyolojik kapasite kullanımını ifade etmektedir (Galli ve Halle, 2014, s. 385). Farklı bir tanıma göre üretim açısından ekolojik ayak izi biyolojik kapasiteye yönelik birincil talebi göstermektedir (Borucke vd., 2013, s. 521). Bir ülkenin ekolojik ayak izini tüketim açısından da incelemek mümkündür. Tüketimin ekolojik ayak izi bir ülkenin sakinleri tarafından tüketilen biyolojik kapasiteyi belirtmektedir (Galli ve Halle, 2014, s. 385). Ekolojik ayak izi, altı ayak izinden meydana gelmektedir. Bu altı ayak izi şunlardır: tarım arazisi ayak izi, otlak ayak izi, orman ayak izi, balıkçılık sahası ayak izi, yapılaşmış alan ayak izi, karbon tutma ayak izi (York vd., 2003, s. 282).

Biyolojik kapasiteden ekolojik ayak izinin çıkartılması yoluyla ekolojik denge hesaplanmaktadır (Geng vd., 2014, s. 134). Wackernagel vd. (2021, s. 733) tarafından yapılan çalışmada bir ülkenin biyolojik kapasitesi ile ekolojik ayak izi arasındaki fark net yurt içi biyolojik kapasite kullanılabilirliği olarak isimlendirilmiştir. Bir ülkenin (veya bir kişinin, bir toplumun, bir ekonominin) ekolojik ayak izi biyolojik kapasitesini aşması durumunda ekolojik açıktan söz edilir (Aydın vd., 2022, s. 15189). Ekolojik açığın bulunması talep düzeyinin mevcut doğal sermayenin yenileme kapasitesinin üzerinde olduğunu göstermektedir (Monfreda vd., 2004, s. 234). Ekolojik açıklar biyolojik kapasitenin ithal edilmesi yoluyla karşılanabileceği gibi yurt içi kaynakların aşırı kullanılması yoluyla da karşılanabilir. Yurt içi kaynakların aşırı kullanımı yurt içi doğal sermayenin azalmasına yol açacaktır (Monfreda vd., 2004, s. 234). Bir bölgenin biyolojik kapasitesinin ekolojik ayak izini aşması durumunda ekolojik rezervden söz edilir (Aydın vd., 2022, s. 15189).

Çalışma için önem arz eden belli başlı kavramların açıklandığı bu bölümden sonra literatür incelemesi bölümü yer almaktadır.

### Literatür İncelemesi

Ekolojik dengenin birim kök içerip içermediğini araştıran çalışmalar sınırlıdır: Ulucak ve Lin (2017), Yilanci ve Pata (2020), Ozcan vd. (2021), Pata ve Yilanci (2021). Ulucak ve Lin (2017), ABD için yaptıkları ampirik çalışmalarında ekolojik dengenin (açığın) birim kök içerdiğine dair bulgulara ulaşmışlardır. Yilanci ve Pata (2020), G7 ve E7 ülkeleri için yapmış oldukları ampirik çalışmalarında dokuz ülke için ayrı ayrı hesaplanan kişi başı ekolojik dengenin şoklardan kalıcı olarak etkilenmediği sonucuna varmışlardır. Ozcan vd. (2021), 27 OECD ülkesi için yaptıkları ampirik çalışmalarında Almanya, İsrail ve Meksika için ayrı ayrı hesaplanan kişi başı ekolojik dengenin global açıdan birim kök içermediği sonucuna ulaşmışlardır. Pata ve Yilanci (2021), G10 ve N11 ülkeleri için yaptıkları ampirik çalışmalarında (Fourier kantil birim kök testi sonuçlarına göre) Nijerya, Filipinler, İtalya, Japonya, Birleşik Krallık ve ABD için ayrı ayrı hesaplanan kişi başı ekolojik dengenin global açıdan birim kök içerdiği sonucuna ulaşmışlardır. Ekolojik denge ve diğer çevresel göstergeler ile yapılan ampirik çalışmalar Tablo 1'de özetlenmektedir.

### Veri Seti ve Metodoloji

Çalışmada kişi başı ekolojik denge verileri dikkate alınmıştır. Kişi başı biyolojik kapasite verilerinden kişi başı ekolojik ayak izi verilerinin çıkarılmasıyla kişi başı ekolojik denge verileri hesaplanmıştır. Gerek kişi başı ekolojik ayak izi verileri gerekse kişi başı biyolojik kapasite verileri Global Footprint Networkün internet sayfasından<sup>4</sup> elde edilmiştir. Çalışmada Brezilya için hesaplanan kişi başı ekolojik denge değişkeni  $EB(B)$ , Güney Afrika için hesaplanan kişi başı ekolojik denge değişkeni  $EB(G)$  ve Yeni Zelanda için hesaplanan kişi başı ekolojik denge değişkeni  $EB(Y)$  ile gösterilmiştir. Brezilya, Güney Afrika ve Yeni Zelanda için mevcut olan kişi başı biyolojik kapasite ve ekolojik ayak izi verileri sadece 1961–2022 dönemi için mevcut olduğundan dolayı Brezilya, Güney Afrika ve Yeni Zelanda için analiz dönemi 1961–2022 dönemidir. Kişi başı biyolojik kapasite ve kişi başı ekolojik ayak izi verileri yıllık zaman periyoduna sahip olduğundan kişi başı ekolojik denge serileri de yıllık zaman periyoduna sahiptir. Tablo 2'de  $EB(B)$ ,  $EB(G)$  ve  $EB(Y)$  değişkenlerine ilişkin bazı tanımlayıcı istatistikler yer almaktadır. Şekil 1'de ise  $EB(B)$ ,  $EB(G)$  ve  $EB(Y)$  değişkenlerinin grafiksel gösterimi yer almaktadır.  $EB(G)$  değerleri için Şekil 1'in sağ dikey kısmı,  $EB(B)$  ve  $EB(Y)$  değerleri için ise Şekil 1'in sol dikey kısmı dikkate alınmalıdır.

<sup>4</sup> Erişim adresi şudur: <https://data.footprintnetwork.org/#/countryTrends?type=BCpc,EFCpc&cn=223> (Erişim Tarihi: 28.06.2023).



Tablo 1. Ampirik Çalışma Örnekleri

| Çalışma                 | Dönem / İncelenen Birim  | Yöntem  | Bulgu   |
|-------------------------|--|---|---|
| Chen vd. (2016)         | 28 Eylül 2013–12 Aralık 2015 / Pekin, Şangay, Guangzhou, Shenzhen  | Kesirli Bütünleşme Yöntemi  | Dikkate alınan değişkenlere (kükürtdioksit, azotdioksit, karbonmonoksit, partiküler madde 2,5 ve partiküler madde 10) yönelik şokların kalıcı etkiye sahip olmadığına dair bulgular elde edilmiştir.  |
| Tiwari vd. (2016)       | 1960–2009 / 35 Sahra Altı Afrika Ülkesi  | Birim Kök Testi, Durağanlık Testi, SPSM (Sequential Panel Selection Method) | Durağanlık testine göre yirmi yedi ülke için, doğrusal olmayan birim kök testine göre on bir ülke için, Fourier yaklaşımına dayalı doğrusal olmayan birim kök testine göre de on ülke için ayrı ayrı var olan kişi başı karbondioksit emisyonu serisinin birim kök içermediği sonucuna ulaşılmıştır.      |
| Ulucak ve Lin (2017)    | 1961–2013 / ABD  | Birim Kök Testi, Durağanlık Testi   | Kişi başı ekolojik ayak izinin, ekolojik ayak izi bileşenlerinin (tarım arazisi ayak izi hariç) ve ekolojik açığın birim kök içerdiğini destekleyen bulgulara ulaşılmıştır.   |
| Solarin ve Bello (2018) | 1961–2013 / 128 Ülke   | Birim Kök Testi   | Doksan altı ülke için ayrı ayrı mevcut olan kişi başı ekolojik ayak izinin birim kök içerdiği sonucuna varılmıştır.   |
| Ozcan vd. (2019)        | 1961–2013 / 113 Ülke   | Birim Kök Testi, Durağanlık Testi, SPSM (Sequential Panel Selection Method) | Otuz yüksek gelirli ülkeden sadece beşi için, yirmi sekiz üst orta gelirli ülkeden on yedisi için, yirmi dokuz düşük orta gelirli ülkenin tümü için ve yirmi altı düşük gelirli ülkenin on ikisi için ayrı ayrı var olan kişi başı ekolojik ayak izinin birim köklü olduğuna ilişkin sonuca varılmıştır.  |
| Solarin vd. (2019)      | 1961–2014 / 92 Ülke  | Kesirli Bütünleşme Yöntemi  | Yirmi beş ülke için ayrı ayrı mevcut olan kişi başı karbon tutma ayak izinin şoklardan kalıcı etkilenmediğine ilişkin bulgulara ulaşılmıştır.   |
| Yilanci vd. (2019)      | 1961–2013 / 25 OECD Ülkesi   | Durağanlık Testi  | Panel açısından balıkçılık sahası ayak izinin birim kök içerdiğini destekleyen bulgulara ulaşılmıştır. Ekolojik ayak izinin ve balıkçılık sahası ayak izi dışındaki ekolojik ayak izi bileşenlerinin ise panel açısından birim kök içermediğini destekleyen bulgular elde edilmiştir.                     |
| Yilanci ve Pata (2020)  | 1961–2016 / G7 Ülkeleri, Çin, Hindistan, Brezilya, Meksika, Endonezya, Türkiye. 1992–2016 / Rusya                                    | Birim Kök Testi   | Dokuz ülke için ayrı ayrı hesaplanan kişi başı ekolojik denengin şoklardan kalıcı olarak etkilenmediği sonucuna ulaşılmıştır.   |
| Alper ve Alper (2021)   | 1961–2016 / Meksika, Endonezya, Nijerya, Türkiye   | Durağanlık Testi  | Meksika'ya ait kişi başı tarım arazisi ayak izinin, Nijerya'ya ait kişi başı tarım arazisi ayak izinin ve kişi başı otlak ayak izinin, Türkiye'ye ait kişi başı balıkçılık sahası ayak izinin ve kişi başı orman ayak izinin birim kök içermediği sonucuna ulaşılmıştır.                                  |
| Bermejo vd. (2021)      | 1 Ocak 2019–31 Aralık 2020 / New York, Los Angeles, Şikago, Houston, Phoenix, Philadelphia, San Antonio, San Diego, Dallas, San Jose | Kesirli Bütünleşme Yöntemi  | Ozon emisyonuna ve partiküler madde 2,5 emisyonuna yönelik şokların kalıcı etkiye sahip olmadığına dair bulgular elde edilmiştir.   |
| Çağlar vd. (2021)       | 1961–2016 / Fransa, Almanya, İtalya, İspanya, Birleşik Krallık   | Birim Kök Testi   | Kişi başı ekolojik ayak izinin (tüm ülkeler açısından) birim köke sahip olduğuna ilişkin bulgular elde edilmiştir. İspanya'ya ait kişi başı yapılaşmış alan ayak izi, Birleşik Krallık'a ait kişi başı otlak ayak izi ile kişi başı orman ayak izinin birim kök içermediğine ilişkin sonuca ulaşılmıştır. |
| Ozcan vd. (2021)        | 1961–2016 / 27 OECD Ülkesi   | Birim Kök Testi   | Almanya, İsrail ve Meksika için ayrı ayrı hesaplanan kişi başı ekolojik denge serisinin global açıdan birim kök içermediği sonucuna varılmıştır.  |

Tablo 1. Sayfa 2

|                             |   |                                   |   |
|-----------------------------|---|-----------------------------------|---|
| Pata ve Yilanci (2021)      | 1961–2016 / G10 ve N11 Ülkeleri. Sadece Bangladeş için başlangıç yılı 1971 yılıdır.   | Birim Kök Testi                   | Fourier kantil birim kök testi sonuçlarına göre Nijerya, Filipinler, İtalya, Japonya, Birleşik Krallık ve ABD için ayrı ayrı hesaplanan kişi başı ekolojik dengenin global açıdan birim kök içerdiği saptanmıştır.  |
| Solarin vd. (2021)          | 1961–2016 / 89 Ülke, Dünya  | Kesirli Bütünleşme Yöntemi        | Elli dört ülke ve dünya için ayrı ayrı mevcut olan kişi başı balıkçılık sahası ayak izinin birim köke sahip olduğu sonucuna varılmıştır. Beş ülke için ayrı ayrı var olan kişi başı balıkçılık sahası ayak izinin ise patlayıcı süreç ile tanımlanabileceğine ilişkin sonuca ulaşılmıştır.  |
| Solarin ve Gil-Alana (2021) | 1750–2014 / 36 OECD Ülkesi (Avustralya için dönem 1781–2014)                          | Kesirli Bütünleşme Yöntemi        | Metan emisyonuna yönelik şokların geçici etkiye sahip olmadığına ilişkin bulgular elde edilmiştir.  |
| Çağlar ve Mert (2022)       | 1965–2020 / Çin, Hindistan, Japonya, Rusya, ABD                                       | Durağanlık Testi                  | Kişi başı karbondioksit emisyonunun birim köke sahip olduğu sonucuna varılmıştır.   |
| Erdogan vd. (2022)          | 0–2014 / Dünya  | Birim Kök Testi, Durağanlık Testi | Karbondioksit emisyonunun birim kök içerdiğini destekleyen bulgular elde edilmiştir.  |
| Esenyel İçen vd. (2022)     | 1961–2017 / Endonezya, Malezya, Filipinler, Singapur, Tayland                         | Birim Kök Testi                   | Ekolojik ayak izi baskı endeksinin birim kök içermediği sonucuna varılmıştır.   |
| Bello vd. (2023)            | 1961–2018 / Cezayir, Cibuti, Mısır, İran, İsrail, Ürdün, Lübnan, Suriye, Tunus, Yemen | Kesirli Bütünleşme Yöntemi        | Genel olarak Tunus, İsrail, Suriye, Yemen ve İran için ayrı ayrı var olan kişi başı ekolojik ayak izinin şoklardan kalıcı etkilenmediği sonucuna varılmıştır. Cezayir, Cibuti, Mısır, Ürdün ve Lübnan için ayrı ayrı mevcut olan kişi başı ekolojik ayak izinin ise şoklardan kalıcı olarak etkilendiği sonucuna ulaşılmıştır.      |
| Hacımamoğlu (2023)          | 1980–2017 / Katar   | Birim Kök Testi                   | Kişi başı ekolojik ayak izinin, kişi başı yapılaşmış alan ayak izinin, kişi başı karbon tutma ayak izinin, kişi başı tarım arazisi ayak izinin ve kişi başı otlak ayak izinin birim kök içermediği sonucuna ulaşılmıştır.   |
| Pata ve Aydın (2023)        | 1868–2014 / G7 Ülkeleri   | Birim Kök Testi                   | Kişi başı karbondioksit emisyonuna yönelik politikaların kalıcı etkilere sahip olduğu sonucuna varılmıştır.   |
| Solarin vd. (2023)          | 1820–2019 / 20 Ülke   | Birim Kök Testi                   | Fourier kantil birim kök testinin sonuçları dikkate alındığında tarım sektöründe üç ülke için, sanayi sektöründe yedi ülke için, konut sektöründe üç ülke için ve atık sektöründe dokuz ülke için ayrı ayrı mevcut olan metan içermeyen uçucu organik bileşiklere ilişkin değişkenin global açıdan birim kök içerdiği saptanmıştır. |

Tablo 2. Tanımlayıcı İstatistikler

| İstatistikler             | Değişkenler  |              |              |
|---------------------------|--------------|--------------|--------------|
|                           | <i>EB(B)</i> | <i>EB(G)</i> | <i>EB(Y)</i> |
| <b>Gözlem Sayısı</b>      | 62           | 62           | 62           |
| <b>Aritmetik Ortalama</b> | 10,590       | -1,638       | 7,210        |
| <b>Medyan</b>             | 9,503        | -1,741       | 7,695        |
| <b>Standart Sapma</b>     | 4,596        | 0,668        | 2,940        |
| <b>Minimum Değer</b>      | 5,617        | -2,577       | 2,911        |
| <b>Maksimum Değer</b>     | 21,622       | 0,244        | 13,016       |
| <b>Çarpıklık</b>          | 0,802        | 1,348        | 0,156        |
| <b>Basıklık</b>           | 2,572        | 4,501        | 1,860        |

Durağanlık analizinde doğrusal ve doğrusal olmayan testler arasında bir seçim yapabilmek amacıyla kişi başı ekolojik denge serilerine önce Harvey vd. (2008) tarafından önerilen doğrusallık testi uygulanmıştır (bu test çalışmada HLX olarak adlandırılmıştır). HLX doğrusallık testinin temel hipotezi incelenen serinin doğrusal olduğunu belirtirken testin alternatif hipotezi incelenen serinin doğrusal olmadığını belirtmektedir. HLX doğrusallık testinin test istatistiğine ( $W_\lambda$ ) ilişkin formül Denklem (1)'de yer almaktadır. Denklem (1)'deki  $W_0$  serilerin düzeyde durağan olması hâlinde dikkate alınan istatistiği,  $W_1$  ise serilerin düzeyde durağan olmaması hâlinde dikkate alınan istatistiği belirtmektedir. Denklem (1)'de yer alan  $\lambda$  ifadesi HLX doğrusallık testinin test istatistiğini hesaplarken dikkate alınan ağırlığı göstermektedir. HLX doğrusallık testinin test istatistiği iki serbestlik dereceli ki-kare dağılımına uyum sağlamaktadır.

$$W_\lambda = (1 - \lambda)W_0 + (\lambda)W_1 \quad (1)$$

Durağanlık analizinde Brezilya verileri ve Yeni Zelanda verileri için önce geleneksel testlerden ADF (Augmented Dickey-Fuller) birim kök testi ve Elliott vd. (1996) tarafından tavsiye edilen birim kök testi (bu test çalışmada DF-GLS olarak adlandırılmıştır) uygulanmıştır. Bu geleneksel testler dışında Brezilya ve Yeni Zelanda verileri için Narayan ve Popp (2010) tarafından önerilen ve iki adet yapısal kırılmayı dikkate alan birim kök testi (çalışmada NP olarak isimlendirilmiştir) de uygulanmıştır. NP birim kök testinde yapısal kırılma zamanları içsel olarak belirlenmektedir. Narayan ve Popp (2013), güç ve boyut açısından NP birim kök testinin hem Lumsdaine ve Papell (1997) tarafından önerilen birim kök testinden hem de Lee ve Strazicich (2003) tarafından önerilen birim kök testinden daha üstün olduğunu ortaya koymuşlardır. Bu çalışmada Narayan ve Popp (2010) tarafından yapılan çalışmada Model 2 olarak adlandırılan model uygulanmıştır. Model 2, trendi mevcut olan seride hem düzeyde hem de eğimde iki adet yapısal kırılmayı dikkate almaktadır. NP testinde bir zaman serisine ( $y_t$ ) ait veri üretme sürecinin hem deterministik bileşenden hem de stokastik bileşenden oluştuğu kabul edilmektedir. Bu kapsamda incelenen zaman serisine ilişkin denklemi Denklem (2)'deki gibi göstermek mümkündür. Denklem (2)'de yer alan  $d_t$  deterministik bileşeni belirtirken  $u_t$  stokastik bileşeni belirtmektedir. Stokastik bileşen ( $u_t$ ) Denklem (3)'teki gibi tanımlanmıştır. Denklem (3)'te yer alan  $\varepsilon_t$  ise Denklem (4)'teki gibi tanımlanmıştır. Burada  $e_t \sim iid(0, \sigma_e^2)$  olduğu kabul edilmektedir. Bunun dışında  $A^*(L)$  gecikme polinomuna ait  $p$  mertebesindeki ve  $B(L)$  gecikme polinomuna ait  $q$  mertebesindeki köklerin birim çemberin dışında bulunduğu kabul edilmektedir. Denklem (2)'de gösterilen deterministik bileşen ( $d_t$ ) Model 2 için Denklem (5)'teki gibi tanımlanmıştır [ $DU'_{i,t} = 1(t > T'_{B,i})$  ve  $DT'_{i,t} = 1(t > T'_{B,i})(t - T'_{B,i}), i = 1, 2$ ].

Kırılma zamanı  $T'_{B,i}$  ile belirtilmiştir. Denklem (5)'teki  $\theta_i$  ve  $\gamma_i$  katsayıları sırasıyla düzeyde ve eğimde ortaya çıkan kırılmaların büyüklüğünü belirtmektedir. NP birim kök testinde kırılmaların kademeli bir biçimde olduğu kabul edilmektedir. Denklem (5)'teki  $\Psi^*(L)$  aracılığıyla kırılmaların zaman içerisinde yavaş bir biçimde gerçekleşmesi sağlanmaktadır. Model 2 için innovational outlier tipi test regresyonu Denklem (6)'daki gibidir [ $\kappa_i = (\theta_i + \gamma_i)$ ,  $\delta_i^* = (\gamma_i - \phi\theta_i)$  ve  $\gamma_i^* = -\phi\gamma_i, i = 1, 2$ ]. NP birim kök testinin temel hipotezi incelenen serinin birim köke sahip olduğunu belirtmektedir. Temel hipotezin reddedilmesi incelenen serinin birim kök içermediği anlamına gelecektir (Narayan ve Popp, 2010).

$$y_t = d_t + u_t \quad (2)$$

$$u_t = \rho u_{t-1} + \varepsilon_t \quad (3)$$

$$\varepsilon_t = \Psi^*(L)e_t = A^*(L)^{-1}B(L)e_t \quad (4)$$

$$d_t^{M2} = \alpha + \beta t + \Psi^*(L)(\theta_1 DU'_{1,t} + \theta_2 DU'_{2,t} + \gamma_1 DT'_{1,t} + \gamma_2 DT'_{2,t}) \quad (5)$$

$$y_t^{M2} = \rho y_{t-1} + \alpha^* + \beta^* t + K_1 D(T'_B)_{1,t} + K_2 D(T'_B)_{2,t} + \delta_1^* DU'_{1,t-1} + \delta_2^* DU'_{2,t-1} + \gamma_1^* DT'_{1,t-1} + \gamma_2^* DT'_{2,t-1} + \sum_{j=1}^k \beta_j \Delta y_{t-j} + e_t \quad (6)$$

Çalışmada Güney Afrika verileri için uygulanan testlerden birisi Kapetanios vd. (2003) tarafından önerilen birim kök testidir (çalışmada KSS olarak isimlendirilmiştir). KSS birim kök testinde ESTAR (Exponential Smooth Transition Autoregressiv) fonksiyonu geçiş fonksiyonu olarak kabul edilmektedir. Bununla birlikte KSS birim kök testinde lokasyon parametresinin sıfıra eşit olduğu varsayılmaktadır. Ele alınan zaman serisi  $y_t$  ile ifade edilmiştir. KSS testinde başta Denklem (7)'de yer alan denklem oluşturulmaktadır. Sonraki aşamada Denklem (7)'de yer alan  $\phi$  katsayısına sıfır ve  $d'$ 'ye 1 değeri verilerek Denklem (8) elde edilmektedir. Denklem (8) göz önüne alındığında birim kökün varlığını belirten temel hipotez  $\theta = 0$  şeklinde, alternatif hipotez ise  $\theta > 0$  şeklinde kurulmaktadır. Bununla birlikte Kapetanios vd. (2003),  $\theta = 0$  temel hipotezi altında Denklem (8)'de yer alan  $\gamma$  parametresinin tanımsız olması sebebiyle Denklem (8)'i kullanarak  $\theta = 0$  şeklindeki temel hipotezin sınınamayacağını

açıklamışlardır. Kapetanios vd. (2003), bu sorunu aşabilmek için temel hipotez altında ESTAR modeline birinci mertebeden Taylor açılımını uygulamışlardır. Böylece Kapetanios vd. (2003), Taylor açılımı sonucunda Denklem (9)'da yer alan ve KSS birim kök testinde birim kök sınavında dikkate alınan test regresyonunu elde etmişlerdir. KSS testinin temel hipotezi incelenen serinin birim köke sahip olduğunu belirtmektedir. Temel hipotezin reddedilmesi incelenen serinin birim kök içermediği anlamına gelecektir. Gerekli görüldüğünde Denklem (9)'daki bağımlı değişkenin gecikmeli değeri (veya değerleri) denklemin sağ tarafına ilave edilebilir.

$$\Delta y_t = \phi y_{t-1} + \gamma y_{t-1} [1 - \exp(-\theta y_{t-d}^2)] + \varepsilon_t \quad (7)$$

$$\Delta y_t = \gamma y_{t-1} [1 - \exp(-\theta y_{t-1}^2)] + \varepsilon_t \quad (8)$$

$$\Delta y_t = \delta y_{t-1}^3 + u_t \quad (9)$$

KSS dışında Güney Afrika verileri için uygulanan diğer bir test Kruse (2011) tarafından önerilen birim kök testidir (çalışmada KS olarak isimlendirilmiştir). KSS birim kök testinden farklı olarak KS birim kök testinde lokasyon parametresinin (c) sıfırdan farklı olmasına izin verilmektedir. Kruse (2011), yaptığı güç karşılaştırması sonucunda kendi önerdiği testin KSS testinden genel olarak daha güçlü olduğu sonucuna varmıştır. İncelenen zaman serisi  $y_t$  ile gösterilsin. KS testinde dikkate alınan model denklem (10)'da yer almaktadır. Sonraki aşamada Kruse (2011), Kapetanios vd. (2003)'ni takip ederek birinci mertebeden Taylor açılımını uygulamıştır. Kruse (2011), birinci mertebeden Taylor açılımı sonrasında Denklem (11)'de yer alan denkleme ulaşmıştır. Sonra testin gücünü yükseltmek için Kruse (2011) Denklem (11)'de yer alan  $\beta_3$  parametresini sıfıra eşitlemiş ve Denklem (12)'de yer alan ve birim kök sınavında dikkate alınan test regresyonunu elde etmiştir. KS testinin temel hipotezi incelenen serinin birim köke sahip olduğunu belirtmektedir. Temel hipotezin reddedilmesi incelenen serinin birim kök içermediği anlamını taşımaktadır. İhtiyaç hâlinde Denklem (12)'deki bağımlı değişkenin gecikmeli değeri (veya değerleri) denklemin sağ tarafına eklenebilir.

$$\Delta y_t = \phi y_{t-1} (1 - \exp\{-\gamma(y_{t-1} - c)^2\}) + \varepsilon_t \quad (10)$$

$$\Delta y_t = \beta_1 y_{t-1}^3 + \beta_2 y_{t-1}^2 + \beta_3 y_{t-1} + u_t \quad (11)$$

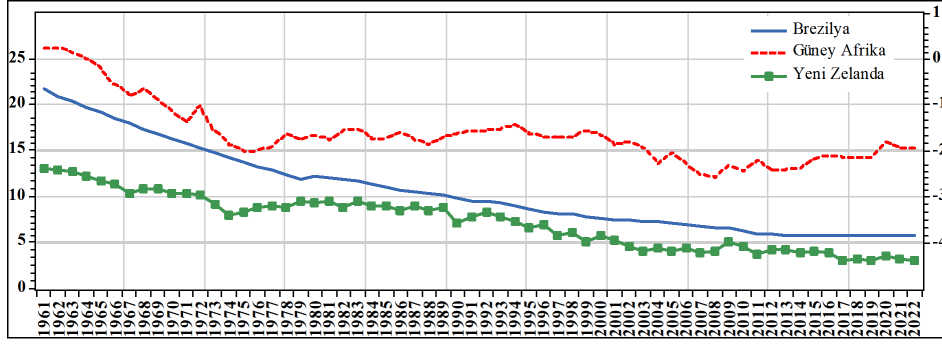
$$\Delta y_t = \beta_1 y_{t-1}^3 + \beta_2 y_{t-1}^2 + u_t \quad (12)$$

KSS ve KS testleri dışında Güney Afrika verileri için Güriş (2019) tarafından önerilen birim kök testi (çalışmada FKS olarak isimlendirilmiştir) de uygulanmıştır. Güriş (2019), yaptığı simülasyonlar sonucunda FKS testinin KSS ve KS testlerinden daha güçlü olduğunu belirlemiştir. FKS testinin ilk aşamasında uygun model (trigonometrik terimlerin yanında ya sadece sabit terimin bulunduğu model ya da hem sabit terimin hem de trendin bulunduğu model) tahmin edilir. Çalışmada FKS testinin ilk aşaması için dikkate alınan model Denklem (13)'te yer almaktadır. Denklem (13)'te yer alan  $\alpha_0$  sabit terimi,  $t$  trendi,  $T$  gözlem sayısını,  $k^*$  uygun frekans değerini [frekans değeri için 1, 2, 3, 4 ve 5 rakamlarından uygun olanı seçilir],  $\pi$  pi sayısını (çalışmada pi sayısı yerine 3,14159 sayısı kullanılmıştır) ve  $v_t$  hata terimini belirtmektedir. FKS testinin ikinci aşamasında tahmin edilen uygun modelin kalıntıları ( $\hat{v}_t$ ) elde edilir. Hem sabit terimin hem de trendin mevcut olduğu model için kalıntılar Denklem (14)'teki gibi elde edilir. Sonra birim kök sınavında dikkate alınan Denklem (15) tahmin edilmektedir. Gerekli olduğunda Denklem (15)'teki bağımlı değişkenin gecikmeli değeri (veya değerleri) denklemin sağ tarafına eklenebilir. FKS testinin temel hipotezi serinin birim kök içerdiğini belirtmektedir. Eğer birim kök sürecinin geçerli olduğunu belirten temel hipotez reddedilirse trigonometrik terimlerin anlamlılığının  $F$  istatistiği ile sınanması gerekir. Sınama sonucunda şayet trigonometrik terimler anlamlı çıkarsa FKS testi sonucunda incelenen serinin birim kök içermediği yorumu yapılabilir.

$$y_t = \alpha_0 + \alpha_1 t + \alpha_2 \sin\left(\frac{2\pi k^* t}{T}\right) + \alpha_3 \cos\left(\frac{2\pi k^* t}{T}\right) + v_t \quad (13)$$

$$\hat{v}_t = y_t - \hat{\alpha}_0 - \hat{\alpha}_1 t - \hat{\alpha}_2 \sin\left(\frac{2\pi k^* t}{T}\right) - \hat{\alpha}_3 \cos\left(\frac{2\pi k^* t}{T}\right) \quad (14)$$

$$\Delta \hat{v}_t = \delta_1 \hat{v}_{t-1}^3 + \delta_2 \hat{v}_{t-1}^2 + \varepsilon_t \quad (15)$$



Şekil 1. Kişi Başı Ekolojik Denge Grafikleri

### Ampirik Bulgular

Ekonometrik çalışmalarda uygulanan testler için genellikle %1, %5 ve %10 gibi anlamlılık düzeyleri dikkate alınabilmektedir (Erdoğan, 2023, s. 132). Bununla birlikte %5 anlamlılık düzeyinin sosyal bilimlerde sıkça kullanılıyor olması (Poddig vd., 2008, s. 342) ve çalışmada bütünlük oluşturması açısından uygulanan testler için %5 anlamlılık düzeyi dikkate alınmıştır. Durağanlık analizinde kullanılacak doğrusal ve doğrusal olmayan testler arasında tercihte bulunabilmek için öncelikle HLX doğrusallık testi uygulanmıştır. HLX doğrusallık testinin sonuçları Tablo 3'te verilmiştir. HLX doğrusallık testinin test istatistiklerine ilişkin kritik değer ki-kare tablosundan sağlanmıştır. Tablo 3 incelendiğinde HLX testinde belirtilen doğrusallık temel hipotezinin (%5 anlamlılık düzeyi dikkate alındığında) Brezilya ve Yeni Zelanda verileri için reddedilemediğini, Güney Afrika verileri için ise reddedildiğini anlamak mümkündür. HLX testinin sonuçlarına dayanarak gerek Brezilya'ya ait kişi başı ekolojik denge serisinin gerekse Yeni Zelanda'ya ait kişi başı ekolojik denge serisinin birim kök içerip içermediğini belirlemek için öncelikle ADF ve DF-GLS birim kök testleri uygulanmıştır. ADF ve DF-GLS testlerine ait sonuçlar Tablo 4'te yer almaktadır.

Tablo 3. Doğrusallık Analizi Sonuçları

| Değişken | $W_\lambda$ | Sonuç         |
|----------|-------------|---------------|
| $EB(B)$  | 0,210       | Doğrusal      |
| $EB(G)$  | 6,248**     | Doğrusal Dışı |
| $EB(Y)$  | 0,814       | Doğrusal      |

Notlar: \*\* %5 anlamlılık düzeyinde anlamlılığı göstermektedir. HLX test istatistiği için kritik değer 5,991'dir. Kritik değer %5 anlamlılık seviyesine göre dir.

Tablo 4'te yer alan  $L$  gecikme uzunluğunu belirtmektedir. ADF test istatistiğine ilişkin kritik değeri elde etmek için 10000 tekrarlamalı simülasyon uygulanmıştır. DF-GLS test istatistiğine ilişkin kritik değer ise Elliott vd. (1996)'nin çalışmasından elde edilmiştir. ADF ve DF-GLS testleri için hem sabit terim hem de trend dikkate alınmıştır. Tablo 4 incelendiğinde gerek ADF birim kök testinin sonucuna gerekse DF-GLS birim kök testinin sonucuna göre Brezilya'ya ait kişi başı ekolojik denge serisinin birim köke sahip olduğunu ifade eden temel hipotezin (%5 anlamlılık düzeyi dikkate alındığında) reddedilemediği anlaşılmaktadır. Benzer şekilde gerek ADF birim kök testinin sonucuna gerekse DF-GLS birim kök testinin sonucuna göre Yeni Zelanda'ya ait kişi başı ekolojik denge serisinin birim köke sahip olduğunu ifade eden temel hipotezin (%5 anlamlılık düzeyi dikkate alındığında) reddedilemediği görülmektedir. Görüldüğü üzere ADF ve DF-GLS testlerine ilişkin sonuçlara göre gerek Brezilya'ya ait kişi başı ekolojik denge serisi gerekse Yeni Zelanda'ya ait kişi başı ekolojik denge serisi birim kök içermektedir.

Tablo 4. Geleneksel Testlerin Sonuçları

| Test Adı | $EB(B)$          | $EB(Y)$          | $EB(B)$ | $EB(Y)$ |
|----------|------------------|------------------|---------|---------|
|          | Test İstatistiği | Test İstatistiği | $L$     | $L$     |
| ADF      | -2,222           | -2,632           | 3       | 1       |
| DF-GLS   | -0,758           | -2,251           | 3       | 1       |

Notlar: ADF test istatistiği için kritik değer -3,477'dir. DF-GLS test istatistiği için kritik değer -3,190'dir. Kritik değerler %5 anlamlılık seviyesine göre dir.

ADF birim kök testi ve DF-GLS birim kök testi sonuçlarına göre hem Brezilya'ya ait kişi başı ekolojik denge serisi hem de Yeni Zelanda'ya ait kişi başı ekolojik denge serisi birim köklü bulunmasına karşın ADF ve DF-GLS testleri yapısal kırılmayı dikkate almamaktadır. Bu nedenle ADF ve DF-GLS birim kök testlerinin hatalı sonuçlar verebileceği düşüncesiyle gerek Brezilya verileri

gerekse Yeni Zelanda verileri için NP birim kök testi de uygulanmıştır. NP birim kök testinin sonuçları Tablo 5'te yer almaktadır. Tablo 5'te yer alan  $L$  gecikme uzunluğunu belirtirken  $TB$  kırılma yılı anlamına gelmektedir. NP test istatistiğine ilişkin kritik değer Narayan ve Popp (2010) tarafından yapılan çalışmadan elde edilmiştir. NP testi için Model 2 dikkate alınmıştır. Tablo 5 incelendiğinde Brezilya'ya ait kişi başı ekolojik denge serisinin birim köke sahip olduğunu belirten temel hipotezin (%5 anlamlılık düzeyi dikkate alındığında) reddedilemediği görülmektedir. Yine Tablo 5 incelendiğinde benzer şekilde Yeni Zelanda'ya ait kişi başı ekolojik denge serisinin birim köke sahip olduğunu belirten temel hipotezin (%5 anlamlılık düzeyi dikkate alındığında) de reddedilemediği anlaşılmaktadır. Görüldüğü üzere NP birim kök testinin sonuçları uygulanan geleneksel birim kök testlerinin (ADF ve DF-GLS) sonuçlarını desteklemektedir.

**Tablo 5. NP Birim Kök Testinin Sonuçları**

| Test Adı | $EB(B)$          | $EB(Y)$          | $EB(B)$ | $EB(Y)$ | $EB(B)$    | $EB(Y)$    |
|----------|------------------|------------------|---------|---------|------------|------------|
|          | Test İstatistiği | Test İstatistiği | $L$     | $L$     | $TB$       | $TB$       |
| NP       | -1,037           | -4,983           | 0       | 4       | 1979, 2000 | 1989, 2008 |

Notlar: NP test istatistiği için kritik değer  $-5,181$ 'dir. Kritik değer %5 anlamlılık seviyesine göre dir.

Güney Afrika verileri için uygulanan doğrusal olmayan üç testin (KSS, KS, FKS) sonucu Tablo 6'da yer almaktadır. Tablo 6'da yer alan  $L$  gecikme uzunluğunu ve  $k$  optimal frekans değerini belirtmektedir. KSS test istatistiğine ilişkin kritik değer Kapetanios vd. (2003)'nin çalışmasından, KS test istatistiğine ilişkin kritik değer Kruse (2011) tarafından yapılan çalışmadan ve FKS test istatistiğine ilişkin kritik değer Gürüş (2019)'in çalışmasından elde edilmiştir. KSS ve KS testleri trendden arındırılmış (detrended) veriler için uygulanmıştır. FKS testinin ilk aşamasında ise hem sabit terimin hem de trendin bulunduğu model dikkate alınmıştır. Tablo 6'da yer alan KSS testinin sonucu dikkate alındığında Güney Afrika'ya ait kişi başı ekolojik denge serisinin birim köke sahip olduğunu ifade eden temel hipotezin (%5 anlamlılık düzeyi dikkate alındığında) reddedilemediği görülmektedir. Tablo 6'da yer alan KS testinin sonucu incelendiğinde benzer şekilde Güney Afrika'ya ait kişi başı ekolojik denge serisinin birim köke sahip olduğunu ifade eden temel hipotezin (%5 anlamlılık düzeyi dikkate alındığında) reddedilemediği anlaşılmaktadır. Tablo 6'da yer alan FKS testinin sonucu dikkate alındığında Güney Afrika'ya ait kişi başı ekolojik denge serisinin birim köke sahip olduğunu ifade eden temel hipotezin (%5 anlamlılık düzeyi dikkate alındığında) reddedilemediğini görmek mümkündür. Anlaşılacağı üzere KSS testinin sonucu, KS testinin sonucu ve FKS testinin sonucu birbiriyle örtüşmektedir. Bu nedenle Güney Afrika serisinin birim köke sahip olduğunu söylemek mümkündür.

**Tablo 6. Doğrusal Dışı Dikkate Alan Üç Testin Sonucu**

| Test Adı | $EB(G)$          | $EB(G)$ | $EB(G)$ |
|----------|------------------|---------|---------|
|          | Test İstatistiği | $L$     | $k$     |
| KSS      | -1,520           | 0       | N/A     |
| KS       | 2,440            | 0       | N/A     |
| FKS      | 8,145            | 4       | 2       |

Notlar: KSS test istatistiği için kritik değer  $-3,400$ 'dür. KS test istatistiği için kritik değer  $12,820$ 'dir. FKS test istatistiği için kritik değer  $15,620$ 'dir. Kritik değerler %5 anlamlılık seviyesine göre dir.

## Tartışma

Yapılan ampirik analiz neticesinde Brezilya, Yeni Zelanda ve Güney Afrika için ayrı ayrı hesaplanan kişi başı ekolojik denge serisinin birim kök içerdiği söylenebilir. Buna göre analiz edilen üç ülkeden herhangi birinin kişi başı ekolojik dengesine gelen şokun geçici bir etkiye sahip olmayacağı belirtilebilir. Brezilya'da, Yeni Zelanda'da ve Güney Afrika'da politika yapıcıların kişi başı ekolojik denge serisini belirli bir düzeye getirmek için müdahalede bulunması uygun olacaktır. Çünkü kişi başı ekolojik dengeyi etkilemeye dönük girişimlerin etkisi geçici olmayacaktır. Ekolojik dengenin birim kök içerip içermediğini (şoklardan geçici etkilenip etkilenmediğini) araştırmanın sınırlı sayıda çalışmaya rastlanmıştır. Bununla birlikte bu sınırlı sayıda çalışmada içerisinden Brezilya'ya yer veren tek çalışma Yilanci ve Pata (2020)'nin çalışmasıdır (ilgili çalışmada analiz edilen ülkeler arasında Güney Afrika ve Yeni Zelanda bulunmamaktadır). Yilanci ve Pata (2020), Brezilya'ya ait kişi başı ekolojik denge serisinin şoklardan kalıcı olarak etkilendiği sonucuna ulaşmışlardır. Bu nedenle bu çalışmanın sonucu ile Yilanci ve Pata (2020) tarafından yapılan çalışmanın sonucu (Brezilya açısından) birbirini destekler niteliktedir. Ekolojik dengenin birim kök içerip içermediğini araştırmanın sınırlı sayıda çalışmalardan sadece Ozcan vd. (2021) tarafından yapılan çalışmada Yeni Zelanda'ya yer verilmiştir (ilgili çalışmada incelenen ülkeler arasında bu çalışmadan farklı olarak Brezilya ve Güney Afrika yer almamaktadır). Ozcan vd. (2021)'nin çalışmasında uygulanan doğrusal olmayan kantil birim kök testine göre Yeni Zelanda'ya ait kişi başı ekolojik denge serisinin (global anlamda) birim köke sahip olduğu sonucuna ulaşılmıştır. Bu nedenle Ozcan vd. (2021)'nin elde ettikleri sonuç bu çalışmanın sonucuyla örtüşmektedir (Yeni Zelanda açısından).

Birçok ampirik çalışmanın sınırlılıkları olduğu gibi (Acheampong vd., 2022, s. 24) bu çalışmanın da sınırlılıkları mevcuttur. Çalışmanın sınırlılıkları olarak kişi başı ekolojik dengenin hesaplanmasında kullanılan kişi başı ekolojik ayak izi ve kişi başı biyolojik kapasite verilerinde görülebilen kimi sorunlar belirtilebilir. Biyolojik kapasiteyi hesaplamada kullanılan değişkenler sınırlı sayıda bulunabilir, hiç bulunmayabilir veya veriler hatalı olabilir. Benzer şekilde ekolojik ayak izi hesaplamasında kullanılan değişkenler de sınırlı sayıda bulunabilir, hiç bulunmayabilir veya veriler hatalı olabilir (Ulucak ve Lin, 2017, s. 342). Bunların dışında ekolojik ayak izi içerisinde çevreyi etkileyebilen tüm faktörlerin yer almaması çalışmanın sınırlılıkları arasında belirtilebilecek bir diğer durumdur. Sadece ekolojik ayak izi dikkate alındığında örneğin azotdioksit, metan, çeşitli partiküller dikkate alınmamaktadır. Bu da sadece ekolojik ayak izini dikkate alan çalışmalar için bir sınırlılık teşkil etmektedir (Yılanci vd., 2022).

## Sonuç

Bu çalışmanın amacı Brezilya, Güney Afrika ve Yeni Zelanda için ayrı ayrı hesaplanan kişi başı ekolojik denge değişkeninin şoklardan kalıcı etkilenip etkilenmediğini ortaya koymaktır. Böylece kişi başı ekolojik dengeyi değiştirmeye dönük politik müdahalelerin anlamlı olup olmayacağı hakkında fikir edinilebilecektir. Brezilya verileri ile Yeni Zelanda verileri için önce ADF ve DF-GLS birim kök testleri uygulanmıştır. Bunun nedeni HLX doğrusallık testi neticesinde gerek Brezilya'ya ait kişi başı ekolojik denge serisinin gerekse Yeni Zelanda'ya ait kişi başı ekolojik denge serisinin doğrusal olarak bulunmasıdır. Gerek ADF birim kök testi neticesinde gerekse DF-GLS birim kök testi neticesinde her iki seri birim köklü olarak bulunmuştur. Ancak bu iki birim kök testi (ADF ve DF-GLS) yapısal kırılmaları dikkate almamaktadır. Bu nedenle elde edilen sonuçların hatalı olabileceği düşüncesiyle gerek Brezilya'ya ait seriye gerekse Yeni Zelanda'ya ait seriye yapısal kırılmaları dikkate alan NP birim kök testi de uygulanmıştır. Ancak NP birim kök testi neticesinde de her iki seri birim köklü olarak bulunmuştur. Brezilya için elde edilen sonuç Yılanci ve Pata (2020)'nin Brezilya için elde ettikleri sonuçla uyumludur. Benzer şekilde Yeni Zelanda için elde edilen sonuç Ozcan vd. (2021)'nin çalışmasında Yeni Zelanda için elde edilen sonuçla örtüşmektedir. HLX testine göre Güney Afrika'ya ait kişi başı ekolojik denge serisi doğrusal dışı olarak bulunduğu için Güney Afrika'ya ait seriye ilk önce KSS birim kök testi uygulanmıştır. Bu teste göre Güney Afrika'ya ait seri birim köklü olarak bulunmuştur. Elde edilen bu sonucu desteklemek için KSS testinden daha güçlü bir test olan KS birim kök testi de uygulanmıştır. Ancak KS testine göre de sonuç değişmemiştir. Bu iki test dışında elde edilen sonuçları daha da güçlendirmek amacıyla gerek KSS birim kök testinden gerekse KS birim kök testinden daha güçlü bir birim kök testi olan FKS birim kök testi de uygulanmıştır. FKS testi neticesinde de Güney Afrika'ya ait seri birim köklü olarak bulunmuştur. Elde edilen bulgulara göre üç ülkeden herhangi birinin kişi başı ekolojik dengesine gelen şokun geçici bir etkiye sahip olmayacağı söylenebilir. Bu açıdan ilgili üç ülkede kişi başı ekolojik dengeyi değiştirmeye dönük yapılan kamusal müdahalenin kalıcı bir etkiye sahip olacağı belirtilebilir. Bu kapsamda Brezilya'daki, Güney Afrika'daki ve Yeni Zelanda'daki politika yapıcılar tarafından kişi başı ekolojik dengeyi değiştirmeye dönük politikaların tasarlanmasının ve gerekli görüldüğü takdirde kişi başı ekolojik dengeyi değiştirmeye dönük politik müdahalelerde bulunulmasının faydalı olacağı söylenebilir.

**Hakem Değerlendirmesi:** Dış bağımsız.

**Çıkar Çatışması:** Yazar çıkar çatışması bildirmemiştir.

**Finansal Destek:** Yazar bu çalışma için finansal destek almadığını beyan etmiştir.

**Peer Review:** Externally peer-reviewed.

**Conflict of Interest:** The author has no conflict of interest to declare.

**Grant Support:** The author declared that this study has received no financial support.

## ORCID:

Mehmet Erdoğan 0000-0001-9700-630X

## KAYNAKLAR / REFERENCES

- Acaroğlu, H., Kartal, H. M. ve García Márquez, F. P. (2023). Testing the environmental Kuznets curve hypothesis in terms of ecological footprint and CO<sub>2</sub> emissions through energy diversification for Turkey. *Environmental Science and Pollution Research*, 30(22), 63289–63304. <https://doi.org/10.1007/s11356-023-26278-w>
- Acheampong, A. O., Opoku, E. E. O. ve Dzator, J. (2022). Does democracy really improve environmental quality? Empirical contribution to the environmental politics debate. *Energy Economics*, 109. <https://doi.org/10.1016/j.eneco.2022.105942>
- Ahmad, F., Draz, M. U., Su, L. ve Rauf, A. (2019). Taking the bad with the good: The nexus between tourism and environmental degradation in the lower middle-income Southeast Asian economies. *Journal of Cleaner Production*, 233, 1240–1249. <https://doi.org/10.1016/j.jclepro.2019.06.138>

- Ajmi, A. N. ve Inglesi-Lotz, R. (2021). Revisiting the Kuznets curve hypothesis for Tunisia: Carbon dioxide vs. ecological footprint. *Energy Sources, Part B: Economics, Planning, and Policy*, 16(5), 406–419. <https://doi.org/10.1080/15567249.2020.1850923>
- Al-mulali, U. ve Tang, C. F. (2013). Investigating the validity of pollution haven hypothesis in the gulf cooperation council (GCC) countries. *Energy Policy*, 60, 813–819. <https://doi.org/10.1016/j.enpol.2013.05.055>
- Alper, A. E. ve Alper, F. Ö. (2021). Persistence of policy shocks to the ecological footprint of MINT countries. *Ege Akademik Bakış*, 21(4), 427–440. <https://doi.org/10.21121/eab.1015635>
- Aydin, C., Esen, Ö. ve Aydin, R. (2022). Analyzing the economic development-driven ecological deficit in the EU-15 countries: New evidence from PSTR approach. *Environmental Science and Pollution Research*, 29(10), 15188–15204. <https://doi.org/10.1007/s11356-021-16773-3>
- Bektaş, V. ve Ursavaş, N. (2023). Revisiting the environmental Kuznets curve hypothesis with globalization for OECD countries: The role of convergence clubs. *Environmental Science and Pollution Research*, 30(16), 47090–47105. <https://doi.org/10.1007/s11356-023-25577-6>
- Bello, M. O., Gil-Alana, L. A. ve Ch'ng, K. S. (2023). Mean reversion and convergence of ecological footprint in the MENA region: Evidence from a fractional integration procedure. *Environmental Science and Pollution Research*, 30(12), 35384–35397. <https://doi.org/10.1007/s11356-022-24678-y>
- Bermejo, L., Gil-Alana, L. A. ve Del Rio, M. (2021). Atmospheric pollution in the ten most populated US cities. Evidence of persistence. *Heliyon*, 7(10). <https://doi.org/10.1016/j.heliyon.2021.e08105>.
- Borucke, M., Moore, D., Cranston, G., Gracey, K., Iha, K., Larson, J., Lazarus, E., Morales, J. C., Wackernagel, M. ve Galli, A. (2013). Accounting for demand and supply of the biosphere's regenerative capacity: The national footprint accounts' underlying methodology and framework. *Ecological Indicators*, 24, 518–533. <https://doi.org/10.1016/j.ecolind.2012.08.005>.
- Caglar, A. E. ve Mert, M. (2022). Carbon hysteresis hypothesis as a new approach to emission behavior: A case of top five emitters. *Gondwana Research*, 109, 171–182. <https://doi.org/10.1016/j.gr.2022.05.002>.
- Caglar, A. E., Balsalobre-Lorente, D. ve Akin, C. S. (2021). Analysing the ecological footprint in EU-5 countries under a scenario of carbon neutrality: Evidence from newly developed sharp and smooth structural breaks in unit root testing. *Journal of Environmental Management*, 295. <https://doi.org/10.1016/j.jenvman.2021.113155>.
- Chang, S. C. (2015). Threshold effect of foreign direct investment on environmental degradation. *Portuguese Economic Journal*, 14, 75–102. <https://doi.org/10.1007/s10258-015-0112-3>.
- Chen, Z., Barros, C. P. ve Gil-Alana, L. A. (2016). The persistence of air pollution in four mega-cities of China. *Habitat International*, 56, 103–108. <https://doi.org/10.1016/j.habitatint.2016.05.004>.
- Cil, N. (2023). Re-examination of pollution haven hypothesis for Turkey with Fourier approach. *Environmental Science and Pollution Research*, 30(4), 10024–10036. <https://doi.org/10.1007/s11356-022-22800-8>.
- Elliott, G., Rothenberg, T. J. ve Stock, J. H. (1996). Efficient tests for an autoregressive unit root. *Econometrica*, 64(4), 813–836. <https://doi.org/10.2307/2171846>.
- Erdogan, S., Pata, U. K., Solarin, S. A. ve Okumus, I. (2022). On the persistence of shocks to global CO<sub>2</sub> emissions: A historical data perspective (0 to 2014). *Environmental Science and Pollution Research*, 29(51), 77311–77320. <https://doi.org/10.1007/s11356-022-21278-8>.
- Erdoğan, M. (2023). Danimarka ve İsveç için işsizlik histerisi hipotezinin test edilmesi. *Akdeniz İİBF Dergisi*, 23(1), 123–136. <https://doi.org/10.25294/aiiibfd.1244630>.
- Esenyel İçen, N. M., İçen, H. ve Uzuner, G. (2022). Evaluation of ecological security for the Association of Southeast Asian Nations-5 countries: New evidence from the RALS unit root test. *Environmental and Ecological Statistics*, 29(4), 705–725. <https://doi.org/10.1007/s10651-022-00540-9>.
- Galli, A. ve Halle, M. (2014). Mounting debt in a world in overshoot: An analysis of the link between the mediterranean region's economic and ecological crises. *Resources*, 3(2), 383–394. <https://doi.org/10.3390/resources3020383>.
- Geng, Y., Zhang, L., Chen, X., Xue, B., Fujita, T. ve Dong, H. (2014). Urban ecological footprint analysis: A comparative study between Shenyang in China and Kawasaki in Japan. *Journal of Cleaner Production*, 75, 130–142. <https://doi.org/10.1016/j.jclepro.2014.03.082>.
- Global Footprint Network. (t.y.). *Ecological Footprint vs Biocapacity (gha per person)* [Veri Seti]. Erişim Adresi: <https://data.footprintnetwork.org/countryTrends?type=BCpc,EFCpc&cn=223> (Erişim Tarihi: 28.06.2023).
- Gürış, B. (2019). A new nonlinear unit root test with Fourier function. *Communications in Statistics-Simulation and Computation*, 48(10), 3056–3062. <https://doi.org/10.1080/03610918.2018.1473591>.
- Hacıımoğlu, T. (2023). Katar'da ekolojik ayak izi ve alt bileşenlerinin durağanlığının test edilmesi: Kesirli frekanslı Fourier birim kök analizi. *Verimlilik Dergisi, Döngüsel Ekonomi ve Sürdürülebilirlik Özel Sayısı*, 205–218. <https://doi.org/10.51551/verimlilik.1071540>.
- Harvey, D. I., Leybourne, S. J. ve Xiao, B. (2008). A powerful test for linearity when the order of integration is unknown. *Studies in Nonlinear Dynamics & Econometrics*, 12(3). <https://doi.org/10.2202/1558-3708.1582>.
- Kapetanios, G., Shin, Y. ve Snell, A. (2003). Testing for a unit root in the nonlinear STAR framework. *Journal of Econometrics*, 112(2), 359–379. [https://doi.org/10.1016/S0304-4076\(02\)00202-6](https://doi.org/10.1016/S0304-4076(02)00202-6).
- Kostakis, I. ve Arauzo-Carod, J. M. (2023). The key roles of renewable energy and economic growth in disaggregated environmental degradation: Evidence from highly developed, heterogeneous and cross-correlated countries. *Renewable Energy*, 206, 1315–1325. <https://doi.org/10.1016/j.renene.2023.02.106>.
- Kruse, R. (2011). A new unit root test against ESTAR based on a class of modified statistics. *Statistical Papers*, 52(1), 71–85. <https://doi.org/10.1007/s00362-009-0204-1>.
- Kruse, T., Dechezleprêtre, A., Saffar, R. ve Robert, L. (2022). *Measuring environmental policy stringency in OECD countries: An update of the OECD composite EPS indicator* (OECD Economics Department Working Papers No. 1703). Paris: OECD Publishing.




- <https://doi.org/10.1787/90ab82e8-en>.
- Lee, J. ve Strazicich, M. C. (2003). Minimum Lagrange multiplier unit root test with two structural breaks. *The Review of Economics and Statistics*, 85(4), 1082–1089. <https://doi.org/10.1162/003465303772815961>.
- Lumsdaine, R. L. ve Papell, D. H. (1997). Multiple trend breaks and the unit-root hypothesis. *The Review of Economics and Statistics*, 79(2), 212–218. <https://doi.org/10.1162/003465397556791>.
- Monfreda, C., Wackernagel, M. ve Deumling, D. (2004). Establishing national natural capital accounts based on detailed ecological footprint and biological capacity assessments. *Land Use Policy*, 21(3), 231–246. <https://doi.org/10.1016/j.landusepol.2003.10.009>.
- Moors, E. H. M., Mulder, K. F. ve Vergragt, P. J. (2005). Towards cleaner production: Barriers and strategies in the base metals producing industry. *Journal of Cleaner Production*, 13(7), 657–668. <https://doi.org/10.1016/j.jclepro.2003.12.010>.
- Moran, D. D., Wackernagel, M., Kitzes, J. A., Goldfinger, S. H. ve Boutaud, A. (2008). Measuring sustainable development—Nation by nation. *Ecological Economics*, 64(3), 470–474. <https://doi.org/10.1016/j.ecolecon.2007.08.017>.
- Narayan, P. K. ve Popp, S. (2010). A new unit root test with two structural breaks in level and slope at unknown time. *Journal of Applied Statistics*, 37(9), 1425–1438. <https://doi.org/10.1080/02664760903039883>.
- Narayan, P. K. ve Popp, S. (2013). Size and power properties of structural break unit root tests. *Applied Economics*, 45(6), 721–728. <https://doi.org/10.1080/00036846.2011.610752>.
- OECD (t.y.). *Environmental policy: Environmental Policy Stringency index*, OECD.Stat Statistics (database). Erişim Adresi: <https://stats.oecd.org/Index.aspx?DataSetCode=EPS#> (Erişim Tarihi: 05.04.2023).
- Ozcan, B., Danish ve Bozoklu, S. (2021). Dynamics of ecological balance in OECD countries: Sustainable or unsustainable?. *Sustainable Production and Consumption*, 26, 638–647. <https://doi.org/10.1016/j.spc.2020.12.014>.
- Ozcan, B., Ulucak, R. ve Dogan, E. (2019). Analyzing long lasting effects of environmental policies: Evidence from low, middle and high income economies. *Sustainable Cities and Society*, 44, 130–143. <https://doi.org/10.1016/j.scs.2018.09.025>.
- Pata, U. K. ve Aydin, M. (2023). Persistence of CO<sub>2</sub> emissions in G7 countries: A different outlook from wavelet-based linear and nonlinear unit root tests. *Environmental Science and Pollution Research*, 30(6), 15267–15281. <https://doi.org/10.1007/s11356-022-23284-2>.
- Pata, U. K. ve Yilanci, V. (2021). Investigating the persistence of shocks on the ecological balance: Evidence from G10 and N11 countries. *Sustainable Production and Consumption*, 28, 624–636. <https://doi.org/10.1016/j.spc.2021.06.027>.
- Poddig, T., Dichtl, H. ve Petersmeier, K. (2008). *Statistik, Ökonometrie, Optimierung: Methoden und ihre praktischen Anwendungen in Finanzanalyse und Portfoliomanagement*. Uhlenbruch Verlag, Bad Soden/Ts.
- Rees, W. E. (1992). Ecological footprints and appropriated carrying capacity: What urban economics leaves out. *Environment and Urbanization*, 4(2), 121–130. <https://doi.org/10.1177/095624789200400212>.
- Siche, J. R., Agostinho, F., Ortega, E. ve Romeiro, A. (2008). Sustainability of nations by indices: Comparative study between environmental sustainability index, ecological footprint and the emergy performance indices. *Ecological Economics*, 66(4), 628–637. <https://doi.org/10.1016/j.ecolecon.2007.10.023>.
- Solarin, S. A. ve Bello, M. O. (2018). Persistence of policy shocks to an environmental degradation index: The case of ecological footprint in 128 developed and developing countries. *Ecological Indicators*, 89, 35–44. <https://doi.org/10.1016/j.ecolind.2018.01.064>.
- Solarin, S. A. ve Gil-Alana, L. A. (2021). Persistence of methane emission in OECD countries for 1750–2014: A fractional integration approach. *Environmental Modeling & Assessment*, 26(4), 497–509. <https://doi.org/10.1007/s10666-020-09743-5>.
- Solarin, S. A., Gil-Alana, L. A. ve Lafuente, C. (2019). Persistence in carbon footprint emissions: An overview of 92 countries. *Carbon Management*, 10(4), 405–415. <https://doi.org/10.1080/17583004.2019.1620038>.
- Solarin, S. A., Gil-Alana, L. A. ve Lafuente, C. (2021). Persistence and sustainability of fishing grounds footprint: Evidence from 89 countries. *Science of the Total Environment*, 751. <https://doi.org/10.1016/j.scitotenv.2020.141594>.
- Solarin, S. A., Pata, U. K., Erdogan, S. ve Okumus, I. (2023). Persistence of shocks on sectoral non-methane volatile organic compound from 1820 to 2019: Insights from a Fourier quantile unit root test. *Journal of Environmental Management*, 325. <https://doi.org/10.1016/j.jenvman.2022.116436>.
- Tiwari, A. K., Kyophilavong, P. ve Albulescu, C. T. (2016). Testing the stationarity of CO<sub>2</sub> emissions series in Sub-Saharan African countries by incorporating nonlinearity and smooth breaks. *Research in International Business and Finance*, 37, 527–540. <https://doi.org/10.1016/j.ribaf.2016.01.005>.
- Ulucak, R. ve Lin, D. (2017). Persistence of policy shocks to ecological footprint of the USA. *Ecological Indicators*, 80, 337–343. <https://doi.org/10.1016/j.ecolind.2017.05.020>.
- Von Stokar, T., Steinemann, M., Rüege, B. ve Schmill, J. (2006). *Der ökologische Fussabdruck der Schweiz: Ein Beitrag zur Nachhaltigkeitsdiskussion*. Erişim Adresi: <https://www.bafu.admin.ch/bafu/de/home/themen/wirtschaft-konsum/publikationen-studien/publikationen/oeekologische-fussabdruck-schweiz.html> (Erişim Tarihi: 22.02.2023).
- Wackernagel, M. ve Beyers, B. (2016). *Footprint: Die Welt neu vermessen*. CEP Europäische Verlagsanstalt, Hamburg.
- Wackernagel, M. ve Rees, W. (1996). *Our ecological footprint: Reducing human impact on the earth*. New Society Publishers, Gabriola Island.
- Wackernagel, M., Hanscom, L., Jayasinghe, P., Lin, D., Murthy, A., Neill, E. ve Raven, P. (2021). The importance of resource security for poverty eradication. *Nature Sustainability*, 4(8), 731–738. <https://doi.org/10.1038/s41893-021-00708-4>.
- Wang, Q., Zhang, F. ve Li, R. (2023). Revisiting the environmental Kuznets curve hypothesis in 208 counties: The roles of trade openness, human capital, renewable energy and natural resource rent. *Environmental Research*, 216(Part 3). <https://doi.org/10.1016/j.envres.2022.114637>.
- Wen, J., Mughal, N., Zhao, J., Shabbir, M. S., Niedbała, G., Jain, V. ve Anwar, A. (2021). Does globalization matter for envi-

- ronmental degradation? Nexus among energy consumption, economic growth, and carbon dioxide emission. *Energy Policy*, 153. <https://doi.org/10.1016/j.enpol.2021.112230>.
- Yilanci, V. ve Pata, U. K. (2020). Are shocks to ecological balance permanent or temporary? Evidence from LM unit root tests. *Journal of Cleaner Production*, 276. <https://doi.org/10.1016/j.jclepro.2020.124294>.
- Yilanci, V., Gorus, M. S. ve Aydin, M. (2019). Are shocks to ecological footprint in OECD countries permanent or temporary?. *Journal of Cleaner Production*, 212, 270–301. <https://doi.org/10.1016/j.jclepro.2018.11.299>.
- Yilanci, V., Pata, U. K. ve Cutcu, I. (2022). Testing the persistence of shocks on ecological footprint and sub-accounts: Evidence from the big ten emerging markets. *International Journal of Environmental Research*, 16(1). <https://doi.org/10.1007/s41742-021-00391-5>
- York, R., Rosa, E. A. ve Dietz, T. (2003). Footprints on the earth: The environmental consequences of modernity. *American Sociological Review*, 68(2), 279–300. <https://doi.org/10.2307/1519769>.
- Zambrano-Monserrate, M. A., Ruano, M. A., Ormeño-Candelario, V. ve Sanchez-Loor, D. A. (2020). Global ecological footprint and spatial dependence between countries. *Journal of Environmental Management*, 272. <https://doi.org/10.1016/j.jenvman.2020.111069>.

#### **Atıf Biçimi / How cite this article**

Erdogmus, M. (2023). Şoklar Brezilya, Güney Afrika ve Yeni Zelanda’da kişi başı ekolojik dengeyi kalıcı olarak etkiler mi?. *EKOIST Journal of Econometrics and Statistics*, 39, 147-160.

# A Comparative Perspective on Multivariate Modeling of Insurance Compensation Payments with Regression-Based and Copula-Based Models

Övgücan Karadağ Erdemir<sup>1</sup> 

<sup>1</sup>(Res. Asst.), Hacettepe University, Faculty of Science, Department of Actuarial Science, Ankara, Türkiye

## ABSTRACT

In this study, compensation payments for Turkish motor vehicles' compulsory third-party liability insurance between 2018 and 2022 are modeled from a comparative perspective using regression-based and copula-based multivariate statistical methods. The assumption of gamma distribution for logarithmic compensation payment variables is carried out in both approaches. Bivariate gamma regression is established using the bivariate gamma distribution, and the mixture of experts, one of the machine learning techniques, is employed to form the mixture of bivariate gamma regressions. The bivariate copula regression and finite mixture of copula regression models are designed using the Gumbel and Frank copula functions. The computational analyses were conducted using the mvClaim package in R. Based on the comparison of model results, a mixture of copula-based models is found to be more suitable for the multivariate modeling of insurance compensation payments.

**Keywords:** Bivariate Gamma Distribution, Copula, Generalized Linear Model, Copula Regression, Insurance Compensation Payments, Machine Learning Techniques, Mixture of Experts Model

## 1. Introduction

In actuarial science, statistics, econometrics, and financial studies, a multivariate structure is quite common. There may be correlations or dependencies among variables due to multivariability, making identifying, modeling, and incorporating the dependency structure into calculations important to obtain more accurate estimates. The dependence between variables can be determined simply through covariance and correlation analysis. Standard regression models are commonly used to depict the relationship between the response variable and explanatory variables. As the marginal generalized linear model (GLM) represents a generalized form of a linear model, it can be employed with a more diverse range of data as an alternative to linear models. However, apart from the linear regression model and GLM, for modeling correlated multivariate data, multivariate distributions or copulas, which are mathematically based functions, are required.

Random vector variables are utilized in place of a random variable in multivariate distributions. Essential descriptive statistics are summarized using joint probability density and joint cumulative distribution functions. In many multivariate statistical analysis techniques, such as canonical correlation, discriminant analysis, and multivariate analysis of variance, the assumption of a multivariate Gaussian distribution is used (Tatlidil, 1996). Besides the Gaussian distribution, various other continuous distributions can be used for multivariate modeling. For instance, the bivariate gamma distribution is applied in actuarial science to model joint claim severities (Hu et al., 2019; Hu et al., 2021). A multivariate Pareto distribution is proposed for financial risk measurement (Su and Furman, 2017). Additionally, aside from continuous distributions, discrete distributions can also be adapted into a multivariate form. Vernic (2000) introduced a generalization of the multivariate generalized Poisson distribution. Moreover, in recent times, the phase-type distribution (Zadeh and Bilodeau, 2013; Eryılmaz, 2017) and Sarmanov distribution (Vernic et al., 2022) have frequently appeared in multivariate analysis.

Multivariate modeling has found widespread use in statistics, econometrics, and finance. In actuarial science, there also exist correlated or dependent random variables that necessitate multivariate modeling. In non-life actuarial calculations, model-based approaches are frequently employed. Models are constructed using claim, loss, or risk variables such as claim severity, claim frequency, probability of claim, individual or aggregate losses, deductibles, limits, loss elimination or inflation ratios, value at risk,

**Corresponding Author:** Övgücan Karadağ Erdemir **E-mail:** ovgucan@hacettepe.edu.tr

**Submitted:** 26.07.2023 • **Revision Requested:** 10.08.2023 • **Last Revision Received:** 25.08.2023 • **Accepted:** 10.10.2023



This article is licensed under a Creative Commons Attribution-NonCommercial 4.0 International License (CC BY-NC 4.0)

and risk exposure, (Klugman et al., 2012). In studies involving claim variables, the assumption of independence among claims has been commonly utilized until recently. However, nowadays, studies that embrace the notion of dependency between claim variables have superseded those relying on the assumption of independence.

Dependency modeling studies in non-life insurance mathematics vary based on the types of claim variables and the structure of the dependency. Generally, the emphasis has been on modeling the dependency between claim severity and frequency; however, different dependency structures have also been under consideration. To model the dependency between claim severity and frequency, various techniques can be employed, such as copulas (Boateng et al., 2017), GLMs (Garrido et al., 2016), GLMMs (Jeong et al., 2017), and copula regression models (Song et al., 2009; Parsa and Klugman, 2011; Czado et al., 2012; Krämer et al., 2013; Maarotto and Varin, 2017; Erdemir and Sucu, 2022). Furthermore, the dependency among claim occurrences (Arvidsson and Francke, 2007), the dependence between types of risks or types of claims (Frees et al., 2010; Ren, 2012), and the dependence between claim severities (Hu et al., 2019; Hu and O'Hagan, 2021) are modeled using various methods.

Machine learning constitutes a subset of artificial intelligence that empowers computer systems to learn, particularly from extensive datasets (Hastie et al., 2009; Alpaydin, 2010; Murphy, 2012). This field finds diverse applications within statistical and financial domains. In statistical studies, machine learning serves such purposes as estimation, regression, classification, and clustering. In financial studies, it proves instrumental for tasks such as risk assessment, portfolio management, stock price estimation, option pricing, and credit evaluation. In actuarial sciences, machine learning techniques are used for a wide range of applications, such as premium estimation, loss estimation, risk management, and reinsurance optimization. In recent years, machine learning techniques have been frequently utilized in actuarial studies that involve claim data (Weerasinghe and Wijegunasekara, 2016; Dewi et al., 2019; Singh et al., 2019; Abdelhadi et al., 2020; Hanafy and Ming, 2021). Moreover, machine learning techniques have been integrated into copula and GLM methods to enhance predictions. For the dependency modeling of multivariate claim severities, a novel approach incorporating a bivariate gamma distribution and a mixture of experts (MoE) has been introduced by Hu et al. (2019). The bivariate gamma MoE model family for joint claim severity is comprised of stages, such as bivariate gamma distribution estimation, mixture of bivariate gamma clustering, bivariate gamma regression, and mixture of bivariate gamma regressions (Hu et al., 2021). MoE is a machine learning technique designed to improve predictive performance through ensemble techniques. The MoE family employs a clustering framework by dividing the problem space into homogeneous regions. While ensemble techniques use results from all models, the MoE family employs results from a few, or only one, expert network(s) (Baldacchino et al., 2016).

Hu and O'Hagan (2021) proposed a new approach named finite mixture of copula regression by integrating copula functions. The copula regression model can be constructed using Gaussian copula function for gamma and Poisson margins under the mixed copula approach (Song, 2007; Czado et al., 2012). Additionally, Archimedean copula functions, such as Gumbel and Frank copulas, can be utilized for copula regression with gamma and zero-truncated Poisson margins (Krämer et al., 2013), and also for the mixture of copula regressions with gamma margins (Hu et al., 2021). Hu et al. (2021) have also introduced a new R package named mvClaim for the multivariate modeling of general insurance claim severities. The mvClaim R package is a recent and valuable resource that offers flexible multivariate modeling of dependency for joint claim severity. Moreover, since it can be adapted to any continuous insurance data, in this study, it is employed in the multivariate modeling of insurance compensation payments.

Compensation payments represent a significant expense for insurance companies. Their accurate modeling and forecasting are vital for determining reserve calculations, estimating future expenses, and establishing budgets for companies. Surprisingly, there is a dearth of work on statistical modeling of compensation payments. When reviewing the literature, it becomes evident that computational calculations are primarily based on fundamental mathematical calculations and legal adjustments, which fall short of true statistical modeling. Notably, the calculations for traffic insurance compensation payments tend to be primarily focused on legal adjustments from the perspective of the insured (Emekliler, 2017; Yolal, 2019).

In this study, compensation payments are regarded as a pivotal expense for insurance companies, with the emphasis placed on modeling using multivariate statistical methods. The proposed multivariate methods and the R package introduced by Hu et al. (2021) for actuarial claim severities have been applied to continuous multivariate traffic insurance compensation payments. Traffic insurance stands as one of the most fundamental legal obligations for all vehicle owners. Insurance companies are obligated to provide compensation payments, such as material, death, invalidity, and medical reimbursements under the umbrella of traffic insurance following the occurrence of a claim.

Compensation payments for motor vehicles' compulsory third-party liability insurance in Turkey are determined according to the General Conditions of Highways Motor Vehicles Compulsory Financial Liability Insurance (<https://www.tsb.org.tr/>). Material compensation has been computed based on such factors as type of vehicle, market value of the vehicle, and the usage status of the vehicle. This calculation has been facilitated by specific coefficients and a formula outlined in these conditions. Regarding invalidity compensation, both temporary incapacity and permanent disability compensations were calculated in accordance with

the conditions specified in these regulations. These calculations consider the active and passive periods of the individual using life annuities under some actuarial assumptions (Şahin et al., 2021). The death benefit, also recognized as compensation for loss of support, was determined utilizing life tables, actuarial assumptions, and life annuities (Şahin et al., 2020).

In this study, a comparative analysis is conducted regarding the multivariate modeling of the dependency among claim compensation payments between 2018 and 2022. This is achieved through the application of the mixture of bivariate gamma regression using the MoE approach and the finite mixture of copula regression model.

The remainder of the article is organized as follows. Section 2 provides a brief description of the methods employed. This section covers regression-based multivariate models, such as bivariate gamma regression and the mixture bivariate gamma regression models, as well as copula-based multivariate models, like copula regression and the finite mixture of copula regression. In Section 3, an application is performed for the multivariate modeling of Turkish compulsory traffic insurance compensation payments using real data which was obtained from reports about motor vehicle insurance statistics published by the Insurance Association of Turkey, and the results are given. A comparative perspective is presented and concluding remarks are given in Section 4.

## 2. Methodology

### 2.1. Regression-Based Multivariate Models

#### 2.1.1. Bivariate Gamma Regression

Consider  $Y_1$  and  $Y_2$  as mixtures of independent gamma-distributed random variables, namely  $X_1, X_2$  and  $X_3$ , where  $X_i \sim \text{Gamma}(\alpha_i, \beta)$  for  $i=1,2,3$ ;  $\alpha_i > 0$  and  $\beta > 0$ . The shape parameters vary for each variable, while the rate parameter remains constant. Let the vector  $Y = \begin{bmatrix} Y_1 \\ Y_2 \end{bmatrix}$  have a bivariate gamma distribution with the parameters  $\alpha_1, \alpha_2, \alpha_3$  and  $\beta$  where  $Y_1 = X_1 + X_2$  and  $Y_2 = X_2 + X_3$ . The probability density function of  $Y_1$  and  $Y_2$  is provided in Eq. 1 (Hu et al., 2021).

$$f_{Y_1, Y_2}(y_1, y_2) = \frac{\beta \alpha_1 + \alpha_2 + \alpha_3 \beta (y_1 + y_2)}{\Gamma(\alpha_1)\Gamma(\alpha_2)\Gamma(\alpha_3)} \int_{x_3=0}^{\min(y_1, y_2)} e^{-\beta x_3} x_3^{\alpha_3-1} (y_1 - x_3)^{\alpha_1-1} (y_2 - x_3)^{\alpha_2-1} dx_3 \quad (1)$$

A bivariate gamma regression model which models the relationship between gamma-distributed response variables  $X_1$  and  $X_2$  with a covariate vector  $z_i^T$ , can be expressed using logarithmic link function, as shown in Eq. 2. Here,  $\gamma_1$  and  $\gamma_2$  represent the coefficients of regression model, and  $i=1, 2, \dots, n$  (Purhadi et al., 2018).  $T$  represents the transpose of the matrix.

$$\mu_{i1} = E(X_1) = \exp(\gamma_1 z_i^T), \mu_{i2} = E(X_2) = \exp(\gamma_2 z_i^T) \quad (2)$$

#### 2.1.2. Mixture of Bivariate Gamma Regression

The MoE model is a machine learning method that encompasses model-based clustering with concomitant covariates  $w_i$  and provides a more convenient approach for regression modeling. The covariates  $w_i$ 's are used in the estimation of future outcome variables. Consider a population comprising  $G$  components, each characterized by a bivariate gamma distribution with component-specific parameters  $\theta_g = (\alpha_{1g}, \alpha_{2g}, \alpha_{3g}, \beta_g)$ , where  $g=1, 2, \dots, G$ . The conditional density function based on covariates, using the mixing proportion  $\tau_g$  where  $\sum_{g=1}^G \tau_g = 1$  is presented in Eq. 3.

$$p(y_i | w_i) = \sum_{g=1}^G \tau_g (w_{0i}) p\left(y_{1i}, y_{2i} | \alpha_{1ig}(w_{1i}), \alpha_{2ig}(w_{2i}), \alpha_{3ig}(w_{3i})\right) \quad (3)$$

In Eq. 3,  $\tau_g(w_{0i})$  represents the gating network and is modeled by multinomial logistic regression as  $\widehat{\tau}_g(w_{0i}) = \frac{\exp(\gamma_{0g}^T w_{0i})}{\sum_{g=1}^G \exp(\gamma_{0g}^T w_{0i})}$ .

The expert network is denoted by  $p\left(y_{1i}, y_{2i} | \alpha_{1ig}(w_{1i}), \alpha_{2ig}(w_{2i}), \alpha_{3ig}(w_{3i})\right)$  and it is modelled using GLM with a logarithmic link function. Specifically,  $\log(\alpha_{1ig}) = \gamma_{1g}^T w_{1i}$ ,  $\log(\alpha_{2ig}) = \gamma_{2g}^T w_{2i}$ ,  $\log(\alpha_{3ig}) = \gamma_{3g}^T w_{3i}$  and  $\log(\beta_{ig}) = \text{gamma}_{4g}^T w_{4i}$ . Here,  $\gamma_{0g}, \gamma_{1g}, \gamma_{2g}, \gamma_{3g}$ , and  $\gamma_{4g}$  are the coefficients of regression models for each component.

Bivariate gamma regression models without mixtures are designed as model types EI and IE, where EI and IE correspond to the bivariate gamma regression over  $\alpha_{ki}$  and bivariate gamma regression over  $\beta_{ki}$ , respectively. ‘‘E’’ signifies equal (with a predefined

mixing proportion of  $1/G$ , where  $G$  is a parameter associated with gating), while “I” signifies identical density parameters without covariates. In the bivariate gamma regression model (EI), the parameters are  $\alpha_{ki}$  and  $\beta$ , while in the bivariate gamma regression model (IE), the parameters are  $\alpha_k$  and  $\beta_i$ . Bivariate gamma regression models have no gating network, with  $G=1$  for both models. However, both models include covariates in the expert networks.

A mixture of bivariate gamma regression models has been established based on model types VC, VI, VV, VE, CV, IV, EV, EC, and CE, where “E,” “C,” and “V” signify equal, constant, and variable, respectively. The bivariate gamma MoE model family employs various parameterizations using “C,” “V,” and “E.” C, V, E, and I are notations established for modeling gating  $\tau$  tau, expert  $\alpha_k$ ,  $k=1,2,3$  and expert  $\beta$  parameters with different choices under the MoE approach and are used to facilitate parameterization.  $C(\tau_g; \# \gamma_{0g})$ ,  $V(\tau_{ig}; \exists \gamma_{0g})$  and  $E(\tau_g=1/G)$  are representations of gating  $\tau$ .  $C(\alpha_{kg}; \# \gamma_{kg})$ ,  $V(\alpha_{kig}; \exists \gamma_{kg})$ ,  $E(\alpha_{ki}; \exists \gamma_k)$  and  $I(\alpha_k; \# \gamma_k)$  are for expert  $\alpha_k$ , while  $C(\beta_g; \# \gamma_{4g})$ ,  $V(\beta_{ig}; \exists \gamma_{4g})$ ,  $E(\exists \gamma_4)$  and  $I(\beta; \# \gamma_4)$  are for expert  $\beta$ . All mixture bivariate gamma regression models have gating networks and include covariates in the expert networks. In mixture models, data is segmented into specific clusters using machine learning techniques, such as MoE. For more comprehensive information, refer to Hu et al. (2019) and Hu et al. (2021).

## 2.2. Copula-Based Multivariate Models

### 2.2.1. Copula Regression

A parametric copula function is a useful multivariate distribution function, as represented by Eq. 4. The marginal distribution functions  $F_{X_1}(x_1), F_{X_2}(x_2), \dots, F_{X_n}(x_n)$ , are uniformly distributed within the interval  $[0,1]$ , with  $\theta$  representing the copula parameter, as per Sklar’s Theorem (Sklar, 1959; Nelsen, 2007).

$$F_{X_{(1..x_n)}}(x_1, \dots, x_n) = C(F_{X_1}(x_1), \dots, F_{X_n}(x_n)|\theta) \tag{4}$$

Copulas, which are frequently preferred in multivariate and dependency modeling, can either be used independently or be incorporated into copula regression models through the inclusion of GLM techniques (Czado et al., 2012; Kramer et al., 2013; Masarotto and Varin, 2017; Erdemir and Sucu, 2022). In addition to understanding the distribution that variables conform to, the utilization of copulas in copula regression models requires the incorporation of certain covariates. Copula regression models can be defined using the Gaussian copula function within the mixed copula approach (Song, 2007; Song et al., 2009; Czado et al., 2012). Kramer et al. (2013) also employed Archimedean copulas in their copula regression models. A bivariate copula regression model can be constructed as  $C(\text{Gamma GLM}, \text{Gamma GLM}|\theta)$ , combining marginal Gamma GLMs through a  $C(\dots|\theta)$  Archimedean copula function with  $\theta$  as the copula parameter.

### 2.2.2. Finite Mixture of Copula Regressions

Hu and O’Hagan (2021) defined a finite mixture of copula regression models that encompass Joe, Gumbel, Clayton, Frank, and survival Clayton copulas, in addition to the Gaussian copula. Similar to the mixture of bivariate gamma regression, the MoE-based modeling includes a combination of two copula regression models. A GLM is expressed using  $\delta$  as the link function and  $\beta_{jg}$  as the regression coefficient for the  $j^{th}$  margin and  $g^{th}$  component, as shown in Eq. 5. Additionally,  $x_{ijg}^T$  represents the covariate of  $j^{th}$  margin and  $g^{th}$  component, where  $j=1,2; g=1, 2, \dots, G$ .

$$\mu_{ji} = \delta^{-1} \left( x_{ijg}^T \beta_{jg} \right) \tag{5}$$

The likelihood function  $L(\theta) = \prod_{i=1}^N \sum_{g=1}^G \tau_g h_g(y_i; \theta_g)$  for the finite mixture copula regression model is provided in Eq. 6, where  $c_g$  is the density of copula function. The term  $h_g(y_i; \theta_g)$  represents the component-specific copula regression for  $\theta_g = \{\alpha_g, \beta_{jg}, \gamma_{jg}\}$ , with  $\alpha_g$  as the copula parameter. An expectation-maximization (EM) algorithm is employed for the parameter estimation (Dempster et al., 1977; Hu et al., 2021). The parameter  $\tau_g$  signifies the mixing proportion, and it holds that  $\sum_{g=1}^G \tau_g = 1$  under the MoE clustering approach.

$$L(\theta) = \prod_{i=1}^N \sum_{g=1}^G \tau_g c_g(F_1(y_{1i}; \beta_{1g}, \gamma_{1g}), F_2(y_{2i}; \beta_{2g}, \gamma_{2g}); \alpha_g) f_1(y_{1i}; \beta_{1g}, \gamma_{1g}), f_2(y_{2i}; \beta_{2g}, \gamma_{2g}) \tag{6}$$

### 3. Application

An application of these models have been conducted for the multivariate modeling of Turkish compulsory traffic insurance compensation payments using data extracted from reports that include motor vehicle insurance statistics published on the website of the Insurance Association of Turkey (<https://www.tsb.org.tr/tr/istatistikler>). The study discusses material, death, and invalidity compensation amounts paid within the scope of compulsory traffic insurance for different vehicle types on a quarterly basis from 2018 to 2022. Medical, outstanding, and transferring outstanding compensation payments have not been included in the study. The data in the reports is not used directly. For all three types of compensation, the final compensation amounts are calculated based on the reports as (Compensation Payments to the Insured) + (Expert Payments) + (Other Cost Payments) = Total Compensation. Material, death, and invalidity compensation payments are determined as response variables, while the premium, number of benefits, term, and type of vehicle are considered covariates. To prepare the data for modeling, it was categorized according to the type of vehicle and the term. The term was categorized into four quarters (1st, 2nd, 3rd, and 4th), and the type of vehicle was categorized into two groups: automobiles and non-automobiles. The type of vehicle variable is represented as a dummy variable (1, 0). The other covariates are treated as continuous variables. Ultimately, a dataset with 300 observations, four covariates, and three response variables has been compiled. One of the reasons for transforming the data into categorical values is the utilization of GLM in multivariate models. Furthermore, due to the nature of the insurance system, it employs more categorical data based on the characteristics of the policyholder or the vehicle, rather than individual data. The categorical structure facilitates interpretation and estimation.

The aim of this study is to achieve the multivariate modeling of compensation payments based on vehicle type, premium, number of benefits, and term variables using both regression-based and copula-based models. The regression-based models encompass bivariate gamma regression models, as well as mixtures of these regression models created through machine learning techniques. The copula-based models include copula regression models and mixtures of copula regression models utilizing Gumbel and Frank copula functions. Statistical analyses and actuarial calculations were primarily conducted using the mvClaim R package (Hu et al., 2021). The methods were applied using BGR ( ), MBGR ( ), MCGR ( ), and copreg.gamma ( ) functions in the mvClaim package. The processing steps in functions are given in detail in the research of Hu et al. (2021). Additionally, auxiliary packages including copula, stats, lme4, ggplot2, PerformanceAnalytics, and fitdistrplus have also been utilized.

Before conducting multivariate modeling, the correlation between Turkish compulsory traffic insurance compensation payments was assessed through the correlation matrix. The correlations between material-death, material-invalidity, and death-invalidity was found to be 0.940109, 0.957997, and 0.962905, respectively. These correlation coefficients are visualized in Figure 1. The study demonstrates a significant and high dependency between the selected compensation payments, indicating the potential for multivariate modeling. The compulsory traffic insurance covers the compensations to be paid for the reparation of the damage that arises as a result of an event such as a traffic accident. The compensations may depend on certain factors related to the general structure of traffic accidents and the functioning of the insurance system. In traffic accidents that result in death or injury, the occurrence of material damage is inevitable. Therefore, a high correlation between these compensation payments is expected among these payment types.

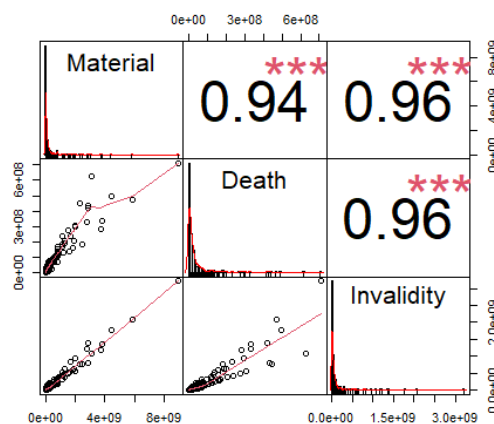


Figure 1. Correlation between death, material and invalidity compensation payments

In this study, Turkish compulsory traffic insurance compensations have been modeled using regression-based and copula-based multivariate methods, with the assumption that compensation variables follow a Gamma distribution. The conditions for the

application of the functions require the data to follow a gamma distribution and possess a structure suitable for multivariate modeling. Thus, the suitability of compensation payment variables to the Gamma distribution has been tested. To fulfill the assumption of a Gamma distribution, a logarithmic transformation was applied to all compensation variables. The shape and rate parameters were determined using the fitdistrplus R package for the logarithmic compensations. According to the Kolmogorov-Smirnov test, the logarithmic death, logarithmic material, and logarithmic invalidity compensations exhibit a good fit to the Gamma distribution ( $p > 0.05$ ). Descriptive statistics of logarithmic material, death, and invalidity compensation payments are provided in Table 1 below.

**Table 1.** The descriptive statistics of log- material, death and invalidity compensation payments

|                    | Material | Death  | Invalidity |
|--------------------|----------|--------|------------|
| Minimum            | 6.7690   | 5.4640 | 4.1730     |
| 1st Quartile       | 15.992   | 14.640 | 15.096     |
| Median             | 17.650   | 16.291 | 17.029     |
| Mean               | 17.114   | 15.589 | 16.240     |
| 3rd Quartile       | 18.920   | 17.354 | 18.123     |
| Maximum            | 22.913   | 20.381 | 21.892     |
| Standard Deviation | 2.9924   | 2.9195 | 3.1863     |
| Variance           | 8.9543   | 8.5233 | 10.152     |

Parametric bootstrap-based goodness-of-fit tests were conducted for the elliptical copulas (Gaussian and t) and several Archimedean copulas (Gumbel, Frank, Clayton, and Joe) to model the dependence between material and death compensations, the dependence between material and invalidity compensations, as well as the dependence between death and invalidity compensations separately. The results of these tests are presented in Table 2.

**Table 2.** The results of goodness-of-fit test of parametric copulas

| Copula for the Dependence Between Material-Death Compensations      |                      |           |           |
|---|----------------------|-----------|-----------|
| Parametric copulas  | Parameter estimation | Statistic | p-value   |
| Gaussian  | 0.94631              | 0.04557   | 0.009804* |
| t   | 0.94753, 6.07160 #   | 0.08757   | 0.049020* |
| Gumbel  | 5.0114               | 0.03677   | 0.009804* |
| Frank   | 16.857               | 0.10058   | 0.009804* |
| Clayton   | 3.8013               | 0.39174   | 0.009804* |
| Joe   | 7.0723               | 0.20793   | 0.009804* |
| Copula for the Dependence Between Material-Invalidity Compensations |                      |           |           |
| Parametric copulas  | Parameter estimation | Statistic | p-value   |
| Gaussian  | 0.96002              | 0.02583   | 0.009804* |
| t   | 0.96079, 4.75585 #   | 0.07648   | 0.068630* |
| Gumbel  | 5.6155               | 0.03309   | 0.009804* |
| Frank   | 19.981               | 0.10368   | 0.009804* |
| Clayton   | 5.0228               | 0.21816   | 0.009804* |
| Joe   | 7.5368               | 0.41273   | 0.009804* |
| Copula for the Dependence Between Death-Invalidity Compensations    |                      |           |           |
| Parametric copulas  | Parameter estimation | Statistic | p-value   |
| Gaussian  | 0.95946              | 0.023055  | 0.009804* |
| t   | 0.96077, 14.72332 #  | 0.098977  | 0.009804* |
| Gumbel  | 5.2451               | 0.040724  | 0.009804* |
| Frank   | 20.889               | 0.145360  | 0.009804* |
| Clayton   | 4.9203               | 0.214590  | 0.009804* |
| Joe   | 6.6707               | 0.390200  | 0.009804* |

\*P value significant at the 0.05 level, #t copula has two parameters, while the other copulas have only one parameter

According to Table 1, all chosen parametric copulas are suitable for jointly modeling material, death, and invalidity compensations, considering the dependence between compensations ( $p < 0.05$ ). Given the strong correlation between the compensations, it is an anticipated outcome that all copulas are well-suited. The suitability of both elliptical and Archimedean copulas for the data



could stem from the presence of multiple dependencies in the data or indicate that the dataset simultaneously represents specific dependency structures from different perspectives. Considering that the analyses are conducted using the mvClaim R package, which is specifically designed for Gumbel and Frank copulas, this study focuses on these two copulas for the multivariate modeling of compensation payments.

Regression-based and copula-based multivariate models were explored for modeling Turkish compulsory traffic insurance compensation payments. Initially, comparisons were conducted within the regression-based models and separately within the copula-based models. Subsequently, the chosen regression-based and copula-based models were compared with each other. Notably, while the mvClaim R package has been primarily designed for insurance claim severities modeling, it can be adapted for positively continuous data, as emphasized by Hu et al. (2021). This study employs a multivariate approach to model continuous compensation payments using a combination of regression models, machine learning techniques, and copula functions.

The bivariate gamma regression and mixture of bivariate gamma regression models are fitted using the EM algorithm through the BGR ( ) and MBGR ( ) functions within the package, respectively. The outcomes of the regression models are consolidated in Table 3 below.

**Table 3.** Comparison of Bivariate Gamma Regression and Mixture of Bivariate Gamma Regression Models

| <b>Bivariate Gamma Regression Models for Material-Death Compensations</b>      |                       |                 |                 |
|--|-----------------------|-----------------|-----------------|
| <b>Models</b>  | <b>log-likelihood</b> | <b>AIC</b>      | <b>BIC</b>      |
| BGR <sup>1</sup> (EI)  | -928.6031             | <b>1879.206</b> | <b>1919.948</b> |
| BGR (IE)   | -1032.769             | 2079.537        | 2105.464        |
| MBGR <sup>2</sup> (VC)   | -752.3417             | 1556.683        | 1652.982        |
| MBGR (VI)  | -757.0442             | 1564.088        | 1656.683        |
| MBGR (VV)  | -758.8661             | 1581.732        | 1700.253        |
| MBGR (VE)  | -727.5208             | <b>1511.042</b> | <b>1614.747</b> |
| MBGR (CV)  | -800.6102             | 1637.220        | 1703.889        |
| MBGR (IV)  | -1010.359             | 2050.718        | 2106.275        |
| MBGR (EV)  | -808.2121             | 1660.424        | 1741.907        |
| MBGR (EC)  | -922.3294             | 1876.659        | 1935.919        |
| MBGR (CE)  | -841.3727             | 1710.745        | 1762.598        |
| <b>Bivariate Gamma Regression Models for Material-Invalidity Compensations</b> |                       |                 |                 |
| <b>Models</b>  | <b>log-likelihood</b> | <b>AIC</b>      | <b>BIC</b>      |
| BGR (EI)   | -933.2306             | <b>1888.461</b> | <b>1929.203</b> |
| BGR (IE)   | -1071.726             | 2157.452        | 2183.379        |
| MBGR (VC)  | -727.1016             | <b>1506.203</b> | <b>1602.502</b> |
| MBGR (VI)  | -766.8502             | 1583.700        | 1676.295        |
| MBGR (VV)  | -739.5443             | 1543.089        | 1661.610        |
| MBGR (VE)  | -735.2582             | 1526.516        | 1630.222        |
| MBGR (CV)  | -772.0130             | 1580.026        | 1646.694        |
| MBGR (IV)  | -1049.915             | 2129.831        | 2185.388        |
| MBGR (EV)  | -801.7514             | 1647.503        | 1728.986        |
| MBGR (EC)  | -921.4530             | 1874.906        | 1934.167        |
| MBGR (CE)  | -834.7204             | 1697.441        | 1749.294        |
| <b>Bivariate Gamma Regression Models for Death-Invalidity Compensations</b>    |                       |                 |                 |
| <b>Models</b>  | <b>log-likelihood</b> | <b>AIC</b>      | <b>BIC</b>      |
| BGR (EI)   | -955.6750             | <b>1933.35</b>  | <b>1974.092</b> |
| BGR (IE)   | -1097.225             | 2208.45         | 2234.377        |
| MBGR (VC)  | -729.8655             | <b>1511.731</b> | <b>1608.029</b> |
| MBGR (VI)  | -772.4224             | 1594.845        | 1687.439        |
| MBGR (VV)  | -727.0960             | 1518.192        | 1636.713        |
| MBGR (VE)  | -735.8603             | 1527.721        | 1631.427        |
| MBGR (CV)  | -745.2686             | 1526.537        | 1593.205        |
| MBGR (IV)  | -1087.455             | 2204.910        | 2260.467        |
| MBGR (EV)  | -801.0448             | 1646.090        | 1727.573        |
| MBGR (EC)  | -944.0732             | 1920.146        | 1979.407        |
| MBGR (CE)  | -828.6652             | 1685.330        | 1737.183        |

<sup>1</sup>BGR: Bivariate Gamma Regression, <sup>2</sup>MBGR: Mixture Bivariate Gamma Regression

According to Table 3, among the bivariate regression models, the bivariate gamma regression model (EI) exhibits the lowest values of information criteria (AIC, BIC) for all three pairs of compensation payments. Among the mixture regression models, those with the lowest AIC and BIC values are the mixture of bivariate gamma regression models (VE) (AIC=1511.042, BIC=1614.747), (VC) (AIC=1506.203, BIC=1602.502), and (VC) (AIC=1511.731, BIC=1608.029) for the pairs of material-death compensations, material-invalidity compensations, and death-invalidity compensations, respectively. It is noteworthy that the mixture regression models display lower values of information criteria compared to the bivariate gamma regression models for all three pairs of compensations.

Based on the chosen models using information criteria, Figures 2, 3, and 4 depict the graphs illustrating the estimated logarithmic and actual logarithmic compensation payments for all three pairs. In these figures, “BGR” denotes the bivariate gamma regression model, while “MBGR” represents the mixture of bivariate gamma regression model.

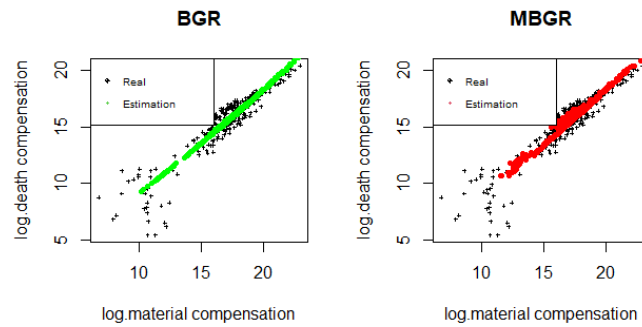


Figure 2. The fitted values of BGR(EI) and MBGR(VE) models for the pair material-death compensations

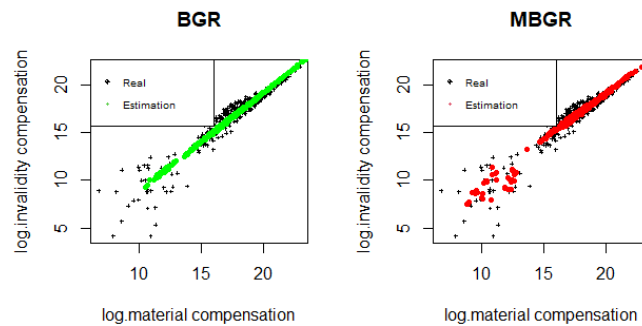


Figure 3. The fitted values of BGR(EI) and MBGR(VC) models for the pair material-invalidity and death-invalidity compensations

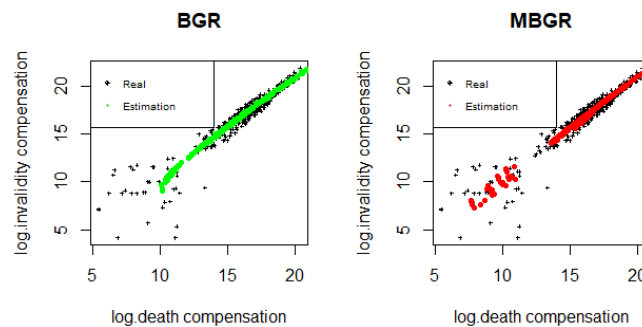


Figure 4. The fitted values of BGR(EI) and MBGR(VC) models for the pair death-invalidity compensations

It has been observed that the predicted values in the mixed bivariate gamma regression models are closer to the actual values when compared to the bivariate gamma regression models for all three pairs of compensations.

The outcomes of bivariate copula regressions with gamma margins, including a single copula (Gumbel or Frank), and the mixture of copula regressions with gamma margins, involving both copulas (Gumbel and Frank), fitted using the EM algorithm, are presented in Table 4. According to Table 4, the mixture of bivariate copula regression models with Gumbel and Frank copulas exhibit lower information criteria in comparison to the copula regression models for all pairs of compensations.

**Table 4.** Comparison of Copula Regression and Mixture of Copula Regression Models

| <b>Copula-Based Models for Material-Death Compensations</b>      |                       |                 |                 |
|--|-----------------------|-----------------|-----------------|
| <b>Models</b>  | <b>log-likelihood</b> | <b>AIC</b>      | <b>BIC</b>      |
| Bivariate Copula Regression with Gumbel Copula                   | -956.6117             | 1931.223        | 1964.557        |
| Bivariate Copula Regression with Frank Copula                    | -924.8574             | 1867.715        | 1901.049        |
| Mix. of Copula Regression with Gumbel and Frank Copulas          | -569.9331             | <b>1169.866</b> | <b>1225.423</b> |
| <b>Copula-Based Models for Material-Invalidity Compensations</b> |                       |                 |                 |
| <b>Models</b>  | <b>log-likelihood</b> | <b>AIC</b>      | <b>BIC</b>      |
| Bivariate Copula Regression with Gumbel Copula                   | -965.4639             | 1948.928        | 1982.262        |
| Bivariate Copula Regression with Frank Copula                    | -1075.104             | 2168.208        | 2201.542        |
| Mix. of Copula Regression with Gumbel and Frank Copulas          | -578.0628             | <b>1186.126</b> | <b>1241.682</b> |
| <b>Copula-Based Models for Death-Invalidity Compensations</b>    |                       |                 |                 |
| <b>Models</b>  | <b>log-likelihood</b> | <b>AIC</b>      | <b>BIC</b>      |
| Bivariate Copula Regression with Gumbel Copula                   | -1020.234             | 2058.468        | 2091.802        |
| Bivariate Copula Regression with Frank Copula                    | -1005.715             | 2029.429        | 2062.763        |
| Mix. of Copula Regression with Gumbel and Frank Copulas          | -602.2227             | <b>1234.445</b> | <b>1290.002</b> |

Finally, upon comparing the selected mixture multivariate models, it becomes evident that the models with copulas are more suitable for the multivariate modeling of this data. As can be seen in Table 5 below, the AIC and BIC values for material-death compensations are calculated as 1169.866 and 1225.423, respectively. The information criteria (AIC, BIC) values for material-invalidity compensations are (AIC=1186.126, BIC=1241.682), and for death-invalidity compensations, they are (AIC=1234.445, BIC=1290.002). The mixture of copula regression models proves to be more suitable, with the criteria for these models being indicated in bold.

**Table 5.** Comparison of Mixture Multivariate Models

| <b>Multivariate Models for Material-Death Compensations</b>      |  |                                     |
|--|--|-------------------------------------|
|  | <b>Mixture of Bivariate Gamma Regression</b> | <b>Mixture of Copula Regression</b> |
| <b>AIC</b>   | 1511.042                                     | <b>1169.866</b>                     |
| <b>BIC</b>   | 1614.747                                     | <b>1225.423</b>                     |
| <b>Multivariate Models for Material-Invalidity Compensations</b> |  |                                     |
|  | <b>Mixture of Bivariate Gamma Regression</b> | <b>Mixture of Copula Regression</b> |
| <b>AIC</b>   | 1506.203                                     | <b>1186.126</b>                     |
| <b>BIC</b>   | 1602.502                                     | <b>1241.682</b>                     |
| <b>Multivariate Models for Death-Invalidity Compensations</b>    |  |                                     |
|  | <b>Mixture of Bivariate Gamma Regression</b> | <b>Mixture of Copula Regression</b> |
| <b>AIC</b>   | 1511.731                                     | <b>1234.445</b>                     |
| <b>BIC</b>   | 1608.029                                     | <b>1290.002</b>                     |

#### 4. Conclusion

Motor vehicles’ compulsory third-party liability insurance compensation payments are essential expense items for insurance companies, as traffic insurance is a mandatory liability insurance frequently chosen by policyholders. Calculations of compensation payments primarily rely on fundamental mathematical methods and legal regulations. Predicting compensation amounts is crucial for determining reserve calculations, estimating future expenses, and establishing company budgets. Additionally, there might exist correlations or dependencies among traffic insurance compensation payment variables, given that insurance companies are obligated to provide compensation for material, death, invalidity, and medical claims. Identifying and modeling these dependencies is essential, making multivariate statistical methods the foundation for such calculations.

In non-life insurance mathematics, various approaches, including copula, GLM, GLMM, copula regression models, and multivariate distributions, are employed for dependency modeling studies. Notably, in recent years, machine learning techniques integrated with copula and GLM have gained traction in actuarial studies, significantly enhancing prediction accuracy. In this study, Turkish motor vehicles' compulsory third-party liability insurance compensation payments spanning the years 2018 and 2022 were modeled using regression-based and copula-based multivariate statistical methods. Both models assume the gamma distribution for logarithmic compensation payment variables. Bivariate gamma regression leverages the bivariate gamma distribution, while the mixture of bivariate gamma regressions was realized through the MoE approach, one of the machine learning techniques. The bivariate copula regression and finite mixture of copula regression models were formulated using Gumbel and Frank copula functions. The computational analysis was facilitated using the R package "mvClaim."

MoE was applied with the help of the MBGR ( ) and MCGR functions in the mvClaim package. The primary purpose of MoE is to provide an approach where different experts solve various sub-problems, with a better outcome being achieved by combining the results of these experts. The advantage of MoE is evident in this study, as it leads to more accurate predictions with the mixture models employing the MoE approach.

A comparative approach is presented through information criteria. The model results indicate that the mixture of models, both in regression-based and copula-based scenarios, yields superior outcomes for the multivariate modeling of insurance compensation payments. The observed high correlation between insurance compensation pairs validates the suitability of copula-based models over regression models. The incorporation of machine learning techniques, like MoE, enhances predictions and results in lower information criteria via mixture copula regression models. The primary focus of this study is estimating compensation payments using multivariate statistical methods. For a more comprehensive study, the results obtained from classical compensation calculation methods can be contrasted with the findings of regression-based and copula-based mixture models proposed in this study.

---

**Peer Review:** Externally peer-reviewed.

**Conflict of Interest:** The author have no conflict of interest to declare.

**Grant Support:** The author declared that this study has received no financial support.

---

#### ORCID:

Övgücan Karadağ Erdemir 0000-0002-4725-3588

#### REFERENCES

- Abdelhadi, S., Elbahnasy, K. & Abdelsalam, M. (2020). A Proposed Model to Predict Auto Insurance Claims Using Machine Learning Techniques. *Journal of Theoretical and Applied Information Technology*, 98(22).
- Alpaydin, E. (2020). Introduction to machine learning. MIT press.
- Arvidsson, H. & Francke, S. (2007). Dependence in Non-Life Insurance. *UUDM Project Report*. 0
- Baldacchino, T., Cross, E.J., Worden, K. & Rowson, J. (2016). Variational Bayesian Mixture of Experts Models and Sensitivity Analysis for Nonlinear Dynamical Systems. *Mechanical Systems and Signal Processing*, 66, 178–200.
- Boateng, M.A., Omari-Sasu, A.Y., Avuglah, R.K. & Frempong, N.K. (2017). On Two Random Variables and Archimedean Copulas. *International Journal of Statistics and Applications*, 7(4), 228.
- Czado, C., Kastenmeier, R., Brechmann E.C. & Min, A. (2012). A Mixed Copula Model for Insurance Claims and Claim Sizes. *Scandinavian Actuarial Journal*, 4, 278.
- Dempster, A.P., Laird, N.M. & Rubin, D.B. (1977). Maximum Likelihood from Incomplete Data via the EM Algorithm. *Journal of the Royal Statistical Society, Series B (Methodological)*, 39, 1–38.
- Dewi, K.C., Murfi, H. & Abdullah, S. (2019). Analysis Accuracy of Random Forest Model for Big Data—A Case Study of Claim Severity Prediction in Car Insurance. *5th International Conference on Science in Information Technology (ICSITech)*, 60-65.
- Emekliler, N.A. (2017). Karayolları Motorlu Araçlar Zorunlu Mali Sorumluluk Sigortasında Hasar Oranlarının Hesaplanması ve Hasar Oranlarının Tahmini Emekliler Sigorta Örneği. *Master Dissertation in Turkish, Başkent Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü*, Turkey.
- Erdemir, Ö.K. & Sucu, M. (2022). A Modified Pseudo-Copula Regression Model for Risk Groups with Various Dependency Levels. *Journal of Statistical Computation and Simulation*, 92(5), 1092-1112.
- Eryılmaz, S. (2017). On Compound Sums Under Dependency. *Insurance: Mathematics and Economics*, 72, 228.
- Frees, E.W., Myers G. & David, C. (2010). Dependent Multi-peril Ratemaking Models. *ASTIN Bulletin*, 40, 699.
- Garrido, J., Genest, C. & Schulz, J. (2016). Generalized Linear Models for Dependent Frequency and Severity of Insurance Claims. *Insurance: Mathematics and Economics*, 70, 205.

- Hanafy, M. & Ming, R. (2021). Machine Learning Approaches for Auto Insurance Big Data. *Risks*, 9(2), 42.
- Hastie, T., Tibshirani, R., Friedman, J. H., & Friedman, J. H. (2009). The elements of statistical learning: data mining, inference, and prediction (Vol. 2, pp. 1-758). New York: springer.
- Hu, S., Murphy, T.B. & O'Hagan, A. (2019). Bivariate Gamma Mixture of Experts Models for Joint Insurance Claims Modelling. *Cornell University*, arXiv: arxiv.org/abs/1904.04699.
- Hu, S., Murphy, T.B. & O'Hagan, A. (2021). MvClaim: An R Package for Multivariate General Insurance Claims Severity Modelling. *Annals of Actuarial Science*, 15(2), 441-457.
- Jeong, H., Valdez, E. A., Ahn, J. Y. & Park, S. (2017). Generalized Linear Mixed Models for Dependent Compound Risk Models. SSRN 3045360.
- Klugman, S.A., Panjer, H.H. & Willmot, G.E. (2012). Loss models: from data to decisions. *John Wiley & Sons*, 715.
- Krämer, N., Brechmann, E.C., Silvestrini, D. & Czado, C. (2013). Total Loss Estimation Using Copula-Based Regression Models. *Insurance: Mathematics and Economics*, 53, 829.
- Masarotto, G. & Varin, C. (2017). Gaussian Copula Regression in R. *Journal of Statistical Software*, 77 (8).
- Murphy, K. P. (2012). Machine learning: a probabilistic perspective. MIT press.
- Nelsen, R.B. (2007). An Introduction to Copulas. *Springer science & business media*.
- Parsa R.A. & Klugman, S.A. (2011). Copula Regression. *Variance Advancing and Science of Risks*, 5, 45.
- Purhadi, B. & Purnami, S. (2018). Parameter Estimation and Statistical Test in Bivariate Gamma Regression Model. *8th Annual Basic Science International Conference*.
- Ren, J. (2012). A Multivariate Aggregate Loss Model. *Insurance: Mathematics and Economics*, 51, 402.
- Singh, R., Ayyar, M.P., Pavan, T.V.S., Gosain, S. & Shah, R.R. (2019). Automating Car Insurance Claims Using Deep Learning Techniques. *IEEE fifth international conference on multimedia big data (BigMM)*, 199-207.
- Sklar, A. (1959). Fonctions de répartition à n dimensions et leurs marges. *Publications de l'Institut Statistique de l'Université de Paris*, 8, 229-231.
- Song, P.X.K (2007). Correlated Data Analysis: Modeling, Analytics, And Applications. *Springer Science & Business Media*, Ontario, Canada.
- Song, P.X.-K., Li, M. & Yuan, Y. (2009). Joint Regression Analysis of Correlated Data Using Gaussian Copulas. *Biometrics*, 65(1), 60-68.
- Su, J. & Furman, E. (2017). A Form of Multivariate Pareto Distribution with Applications to Financial Risk Measurement. *ASTIN Bulletin: The Journal of the IAA*, 47(1), 331-357.
- Şahin, Ş., Nevruz, E., Karageyik, B. B., & Simsek, G. (2020). Destekten Yoksun Kalma Tazminatı Hesaplama Yöntemleri, Şeşkin Yayıncılık, Türkiye.
- Şahin, Ş., Karageyik, B. B., Nevruz, E., & Simsek, G. (2021). Aktüerya Bilirkişiliği-İş Göremezlik Tazminatı Hesaplama Yöntemleri, Şeşkin Yayıncılık, Türkiye.
- Tatlıdil, H. (1996). Uygulamalı Çok Değişkenli İstatistiksel Analiz. *Cem Web Ofset Ltd. Sti*, Ankara.
- Vernic, R. (2000). A Multivariate Generalization of The Generalized Poisson Distribution. *ASTIN Bulletin*, 30(1), 57-67.
- Vernic, R., Bolancé, C. & Alemany, R. (2022). Sarmanov Distribution for Modeling Dependence Between the Frequency and the Average Severity of Insurance Claims. *Insurance: Mathematics and Economics*, 102, 111-125.
- Weerasinghe, K.P.M.L.P. & Wijegunasekara, M.C. (2016). A Comparative Study of Data Mining Algorithms in The Prediction of Auto Insurance Claims. *European International Journal of Science and Technology*, 5(1), 47-54.
- Yolal, H.E. (2019). Karayolları Motorlu Araçlar Zorunlu Mali Sorumluluk (Trafik) Sigortalarında Sigorta Tazminatının Ödenmesinde Kusurun Etkisi. *ProQuest Dissertations & Theses Global*.
- Zadeh, A. H. & Bilodeau, M. (2013). Fitting Bivariate Losses with Phase-Type Distributions. *Scandinavian Actuarial Journal*, 4, 241.
- <https://www.tsb.org.tr/tr/istatistikler> Access date: 06.04.2023
- [https://www.tsb.org.tr/media/attachments/Trafik\\_Genel\\_%C5%9Eartlar%C4%B1\\_06122021\\_\\_Ekler\\_Dahil.pdf](https://www.tsb.org.tr/media/attachments/Trafik_Genel_%C5%9Eartlar%C4%B1_06122021__Ekler_Dahil.pdf), Trafik Sigortası Genel Şartları, Access date: 21.08.2023

### How cite this article

Karadag Erdemir, O. (2023). A comparative perspective on multivariate modeling of insurance compensation payments with regression-based and copula-based models. *EKOIST Journal of Econometrics and Statistics*, 39, 161-171.  
<https://doi.org/10.26650/ekoist.2023.39.1333281>

## Sermaye Yeterlilik Oranı ile Finansal Rasyolar Arasındaki İlişkinin Panel Veri Analizi ile Tespiti: Türk Bankacılık Sektörü Üzerine Bir Çalışma

### Determining the Relationship Between Capital Adequacy Ratio and Financial Ratios with Panel Data Analysis: A Study on the Turkish Banking Sector

Batuhan Medetoğlu<sup>1</sup> 

<sup>1</sup>(Dr. Öğretim Üyesi), Mehmet Akif Ersoy Üniversitesi, Ağlasun Meslek Yüksekokulu, Finans, Bankacılık ve Sigortacılık Bölümü, Burdur, Türkiye

#### ÖZ

Bankacılık, fon arz ve talep eden birimlerin finansal ihtiyaçlarını karşılamak amacıyla aracılık yapan ve kanunca belirlenmiş faaliyetleri gerçekleştiren kurumlardır. Mevduat kabulü ve kredi verme faaliyetleri yanında faktoring, leasing gibi işlemler ile sermaye piyasasında aracılık faaliyeti de bankalar tarafından gerçekleştirilmektedir. Bankalar, finansal sistemde aktif büyüklüğü ve hacim olarak önemli bir yere sahiptir. Bankaların finansal olarak güçlü olabilmesi, sürdürülebilir ekonomik yapı için önem arz etmektedir. Sürdürülebilir yapı için 1974 petrol krizi ardından gerçekleşen Basel süreci ile oluşturulan sermaye yeterlilik oranı, bankalar için önemli bir gösterge olarak kabul edilmekte ve en az %8 olmasının da önem arz ettiği belirtilmektedir. Karşılaşılabilecek risklerin önlenmesi amacıyla da kullanılan sermaye yeterlilik oranı, bankaların temel göstergelerinden kabul edilmektedir. Bu çalışma, bankaların sermaye yeterlilik oranları ile finansal oranları arasındaki ilişkinin tespit edilmesi amacıyla gerçekleştirilmiştir. Çalışma kapsamında 2021 yılında aktif büyüklüğü en fazla olan 10 banka örneklem olarak kabul edilmiştir. Bankaların sermaye yeterlilik oranları bağımlı değişken, 7 finansal rasyosu ise bağımsız değişken olarak alınmıştır. Elde edilen veriler 2011-2021 yıllarını kapsamaktadır. Sermaye yeterlilik oranı ve finansal rasyoların ilişkisinin tespiti amacıyla panel veri analizi yöntemi kullanılmıştır. Çalışma sonucunda, sermaye yeterlilik oranı ile bütün finansal rasyolar arasında istatistiksel olarak anlamlı ilişki olduğu sonucuna ulaşılmıştır. Sermaye yeterlilik oranı ile istatistiksel olarak anlamlı ilişkiye sahip finansal rasyoların yön ve katsayıları yorumlanarak değerlendirilmelerde bulunulmuştur. Çalışmada, sermaye yeterlilik oranının etkileyen finansal rasyoların tespitinin önem taşıdığı düşünülmekte ve farklı dönemlerde finansal rasyolar ile sermaye yeterlilik oranının kullanılarak analizler gerçekleştirilmesi değerli araştırmacılara, kurumlara ve sektör ilgililerine öneri olarak sunulmaktadır.

#### ABSTRACT

Banking is institutions that act as intermediaries and perform activities determined by law in order to meet the financial needs of units that supply and demand funds. In addition to accepting deposits and lending, transactions such as factoring, leasing, and intermediation in the capital market are also carried out by banks. Banks have an important place in the financial system in terms of asset size and volume. It is important for banks to be financially strong for a sustainable economic structure. For a sustainable structure, the capital adequacy ratio created by the Basel process, which took place after the 1974 oil crisis, is considered an important indicator for banks and it is stated that it is important that it is at least 8%. The capital adequacy ratio, which is also used to prevent risks from being encountered, is accepted as one of the basic indicators of the banks. This study was carried out to determine the relationship between the capital adequacy ratios of banks and their financial ratios. Within the scope of the study, the 10 banks with the highest asset size in 2021 were accepted as the sample. Capital adequacy ratios of banks are taken as a dependent variable, and a financial ratio of 7 is taken as an independent variable. The data obtained covers the years 2011-2021. Panel data analysis was used as a method to determine the relationship between capital adequacy ratio and financial ratios. As a result of the study, it was concluded that there is a statistically significant relationship between the capital adequacy ratio and all financial ratios. The direction and coefficients of the financial ratios that have a statistically significant relationship with the capital adequacy ratio were interpreted and evaluations were made. In the study, it is thought that the determination of the financial ratios that affect the capital adequacy ratio is important, and performing analyses using financial ratios and capital adequacy ratios in different periods is offered as a suggestion to valuable researchers, institutions, and industry stakeholders.

Corresponding Author: Batuhan MEDETOĞLU E-mail: bmedetoglu@mehmetakif.edu.tr

Submitted: 30.01.2023 • Revision Requested: 19.04.2023 • Last Revision Received: 19.05.2023 • Accepted: 23.05.2023



This article is licensed under a Creative Commons Attribution-NonCommercial 4.0 International License (CC BY-NC 4.0)

**Anahtar Kelimeler:** Bankacılık, Risk, Finansal Rasyolar, Basel Süreci, Sermaye Yeterlilik Oranı

**Keywords:** Banking, Risk, Financial Ratios, Basel Process, Capital Adequacy Ratio

**JEL Kodu / JEL Code:** C33, G10, G21

### EXTENDED SUMMARY

Banks accept deposits and participation funds, give loans, provide the issuance of bills of exchange such as checks, undertake obligations such as collateral and guarantees, provide custody services, use payment instruments such as credit cards and debit cards, provide intermediation in the capital markets including futures contracts, and perform factoring. They are institutions that perform forfeiting and leasing transactions, mediate insurance transactions, and perform the activities stipulated in the law. Since the banking sector has an important place in the financial system, it is faced with some risks due to its structure. Risk is the set of situations that are likely to occur and that, when they occur, cause possible negative consequences. The banking sector is also faced with two types of risks: systematic and unsystematic risk.

Developments such as the end of the Bretton Woods system in the 1970s and the oil crisis in 1974 revealed the importance of risk factors and the necessity of managing them. Negative developments in the international banking system have made it necessary to take precautions against risks and establish standards. In 1974, under the leadership of the Bank for International Settlements (BIS), the Banking Regulation and Supervision Practice Committee, known as the Basel Committee, was established with financial authorities. The Basel Committee was established with the aim of effectively managing existing risks and taking standardized decisions. Basel Accords consist of processes that enable international decisions to be taken regarding the banking sector and the formation of standards. To establish standards in the sector, effective risk management and create a sustainable structure, Basel I, which was realized in 1988, focused on credit risk and it was decided that the capital adequacy ratio, calculated as the ratio of equity to credit risk, should be at least 8%. With a new regulation in 1996, market risk was added to the capital adequacy ratio, and it was decided that this ratio should be at least 8%. A new regulation was prepared starting in 1999 and with Basel II, which took its final form in 2004, capital regulations were introduced, and operational risks were also included in the capital adequacy ratio. Within the scope of Basel II, the decision to have a capital adequacy ratio of at least 8% was maintained. Although it is stated that the capital adequacy ratio created by the Basel process is at least 8%, this target is 12% by the Banking Regulation and Supervision Agency. With the mortgage crisis that took place in the USA in 2008, the regulations continued, and in 2010 the Basel III agreements were presented to the public. With Basel III, decisions were taken in terms of risk management, transparency, and shock resistance, and arrangements were made for the efficiency of the system. The basis of Basel IV is the Basel III revisions published by BIS in 2017 and revised in March 2020, and its aim is to regain credibility and eliminate capital risks.

The aim of this study is to determine the relationship between the capital adequacy ratio and the financial ratios of the banks operating in the sector. For this purpose, 10 banks with the highest asset size in 2021 were taken as a sample from the Banks Association of Turkey. By obtaining the banks' data between the years 2011-2021, panel data analysis was used, and various statistical tests were carried out using the capital adequacy ratio and financial ratios. Panel data analysis was applied to the capital adequacy ratio and financial ratios of the banks taken as the sample. According to the findings obtained after applying the panel data analysis, it is seen that all ratios have a statistically significant relationship.

The explanatory power of the model is 63%, and it has been found that the capital adequacy ratio and the equity/total assets, non-performing loans/total loans, and an average return on equity ratios have a significant and positive relationship. It is concluded that a 1% increase in rates increases the capital adequacy ratio by 0.42%, 0.35%, and 0.09%, respectively. A negative and significant relationship was found between the capital adequacy ratio and the ratios of total deposits/total assets, loans received/total assets, total loans/total deposits, and liquid assets/total assets. It has also been determined that the 1% increase in the ratios with a negative relationship decreases the capital adequacy ratio by 0.27%, 0.25%, 0.11%, and 0.10%, respectively. The data obtained is important in terms of determining the relationship between the capital adequacy ratio and financial ratios and the formation of the ratio. The findings reached in the study will contribute to researchers, sector stakeholders, and future studies.

### Giriş

Bankalar, mevduat ve katılım fonu kabul eden, kredi veren, çek gibi kambiyo senetlerinin iştirasını sağlayan, teminat, garanti gibi yükümlülükleri üstlenen, saklama hizmetleri sunan, kredi kartı, banka kartı gibi ödeme araçlarını kullandıran, vadeli işlem sözleşmeleri dahil sermaye piyasalarında aracılık sağlayan, faktoring, forfaiting, leasing işlemlerini gerçekleştiren, sigorta işlemlerine aracılık eden ve kanunda öngörülen faaliyetleri gerçekleştiren kurumlardır (Bankacılık Kanunu, 2005). Bankalar, bireysel, kurumsal ve global bankacılık kapsamında hizmetler sunmaktadır. Bu kapsamda farklı hizmetleri bir araya getiren bankalar, bireyler yanında kurumlar için de önem arz eden finansal kuruluşlardır (Korkmaz ve Ceylan, 2017, s.47-48). Bankacılık sektörü, fon

arz ve talep eden bireylerin finansal ihtiyaçlarını karşılaması ve bu ihtiyaçlara aracılık etmesi yönüyle önem arz etmektedir. Fon ile finansal varlık değişimlerine aracılık görevini üstlenen bankalar hem ulusal hem de uluslararası alanda önemli rol üstlenmektedir. Türkiye Bankalar Birliği (TBB) 2021-2022 Faaliyet Raporu'nda yer alan bilgilere göre 2021 yılı Eylül ayında Türkiye'de Finansal Kuruluşların Aktif Büyüklükleri arasında bankaların payının %82 olduğu ifade edilmektedir. Bu oran yorumlandığında, finansal kuruluşlar arasında bankaların oldukça önemli bir yere sahip olduğu gözlemlenmektedir. Bankacılık Düzenleme ve Denetleme Kurulu (BDDK) tarafından yayımlanan temel bankacılık verileri incelendiğinde ise 2022 yılı Aralık ayında bankaların Milyon TL cinsinden toplam aktiflerinin 14.344.402, özkaynaklarının 1.407.074, mevduatlarının 8.861.858, kredilerinin 7.580.668 ve menkul değerlerinin 2.370.022 olduğu gözlemlenmektedir.

Bankacılık sektörü, finansal sistemde önemli bir yere sahip olduğundan, yapı gereği birtakım risklerle karşı karşıya kalmaktadır. Risk, gerçekleşmesi muhtemel ve meydana geldiğinde olası olumsuz sonuçlara neden olan durumlar bütünüdür. Bankacılık sektörü de iki tür risk türü ile karşı karşıya kalmaktadır. Bu riskler sistematik ve sistematik olmayan risktir. Sistematik riskler; döviz kuru, piyasa, kredi, likidite gibi türlerle sahip olan ve çeşitlendirilemeyen ya da önlenemeyen risklerdir. Sistematik olmayan riskler ise finansal, iş, yönetim gibi türleri olan ve çeşitlendirilebilir ya da önlenebilir riskler olarak adlandırılmaktadır. (Altay, 2015, s.1-8). Mevcut riskleri önlemek ya da riskin olası olumsuz etkilerinden korunmak için de stratejiler geliştirmek mümkündür. 1970'li yıllarda Bretton Woods sisteminin sona ermesi ve 1974 yılında yaşanan petrol krizi gibi gelişmeler, risk faktörlerinin önemini ve yönetilmesi gerekliliğini ortaya çıkarmıştır. Uluslararası bankacılık sisteminde meydana gelen olumsuz gelişmeler de risklere karşı önlem alınmasını ve standartların oluşturulmasını zorunlu hale getirmiştir. 1974 yılında Uluslararası Takas Bankası (Bank for International Settlements-BIS) öncülüğünde ve finansal otoriteler ile Basel Komitesi olarak bilinen Bankacılık Düzenleme ve Denetim Uygulaması Komitesi oluşturulmuştur. Basel Komitesi, mevcut risklerin etkin şekilde yönetilmesi ve standart kararların alınması amaçları ile kurulmuştur. Basel uzlaşmaları, uluslararası anlamda bankacılık sektörüne dair kararların alınmasını ve standartların oluşumunu sağlayan süreçlerden oluşmaktadır (Tekler vd., 2005, s. 42-44). Sektörde standartların oluşması, etkin risk yönetimi, sürdürülebilir yapı oluşturma amaçlarıyla 1988 yılında gerçekleşen Basel I ile kredi riskine odaklanılmış ve özkaynakların kredi riskine oranlaması şeklinde hesaplanan sermaye yeterlilik oranının en az %8 olması yönünde karar alınmıştır. 1996 yılında yeni bir düzenleme ile sermaye yeterlilik oranına piyasa riski de eklenmiş ve bu oranın yine en az %8 olması kararlaştırılmıştır. 1999 yılından itibaren yeni bir düzenleme hazırlığı gerçekleştirilmiş ve 2004 yılında son halini alan Basel II ile sermayeye yönelik düzenlemeler getirilmiş ve sermaye yeterlilik oranına operasyonel riskler de dahil edilmiştir. Basel II kapsamında sermaye yeterlilik oranının en az %8 olması kararı sürdürülmüştür. Basel süreci ile oluşturulan sermaye yeterlilik oranının en az %8 olması ifade edilmekle birlikte Bankacılık Düzenleme ve Denetleme Kurumu tarafından bu hedef %12'dir. 2008 yılında Amerika'da meydana gelen Mortgage krizi ile düzenlemeler devam etmiş ve 2010 yılında Basel III uzlaşmaları kamuoyuna sunulmuştur. Basel III ile risk yönetimi, şeffaflık, şoklara dayanıklılık yönünde kararlar alınmış ve sistemin etkinliği için düzenlemeler gerçekleştirilmiştir (Altay, 2015, s.132-146). Basel IV'ün temelini oluşturduğu ifade edilen; BIS tarafından 2017 yılında yayımlanan ve 2020 yılı Mart ayında revize edilen Basel III revizyonları ile kredibilitiyi yeniden kazanmak ve sermaye risklerini ortadan kaldırmak amaçlanmaktadır (Köksal vd., 2020, s. 14-15). Uzlaşmaların devam etmesi ve kararların alınmasının bankacılık sektöründe standartlar oluşturmaya açısından önem arz ettiği belirtilmektedir.

Bu çalışmanın amacı, sermaye yeterlilik oranı ile finansal oranlar arasındaki ilişkilerin tespit edilmesidir. Bankacılık sisteminde özellikle risklerin etkin yönetimini sağlamak amacıyla önem arz eden sermaye yeterlilik oranının finansal rasyolarla ilişkisinin tespitinin, etkin risk yönetim anlayışı sağlamaktadır. Çalışma, bu bölümü takiben literatür taraması, metodoloji, analiz ve bulgular ile sonuç bölümlerinden oluşmaktadır. Literatür taraması bölümü, daha önce Türk bankacılık sektöründe sermaye yeterlilik oranına yönelik gerçekleştirilen çalışmalar ile çalışmalardan elde edilen bulguları barındırmaktadır. Metodoloji kısmında, sermaye yeterlilik oranı ile finansal oranların ilişkisinin tespit edilmesinde kullanılan yöntem ile denklemler yer almaktadır. Analiz ve bulgular kısmında ise yöntemin uygulama sonuçları yer almaktadır. Elde edilen bulgular sonuç ve değerlendirme kısmında yorumlanmıştır.

### Literatür Taraması

Sermaye Yeterlilik Oranı, bankaların risk göstergesi olarak kabul edilen en güçlü finansal göstergelerden biridir. Literatürde gerçekleştirilen çalışmalarda, farklı yıllar ve finansal oranlar ile çeşitli yöntemler kullanılarak analizler gerçekleştirildiği gözlemlenmektedir. Gerçekleştirilen akademik çalışmalar, aşağıda sıralanmıştır.

Okuyan (2013), Türk bankalarının sermaye yeterlilik oranlarını etkileyen faktörlerin tespitini sağlamak amacıyla çalışma gerçekleştirmiştir. Çalışmada 23 bankanın 2002-2012 yılları arası finansal oranları panel veri yöntemiyle analize tabi tutulmuştur. Çalışma sonucunda, risk, büyüklük, mevduat oranı ve kredi oranı ile sermaye yeterlilik oranı arasında negatif ilişki; ekonomik büyüme ve aktif getirisi ile sermaye yeterlilik oranı arasında pozitif ilişki olduğu bulguları elde edilmiştir. Ayrıca özkaynak kârlılığının anlamsız olduğu ifade edilmiştir.

Bostancı ve Korkmaz (2014), riskleri daha iyi ölçebildiği ifade edilen gelişmiş RMD modellerinin, daha düşük piyasa riskine esas tutarı sağlayacağı hipotezini test edebilmek amacıyla çalışma gerçekleştirmiştir. Çalışma kapsamında, tarihi volatilité, tarihi



simulasyon, EWMA, GARCH (1,1), GARCH (1,1)-Bootstrap ve GARCH (1,1)-GED modelleri ile analizler gerçekleştirilmiştir. Çalışma sonucunda GARCH (1,1)-Bootstrap ve GARCH (1,1)-GED modelleri gibi gelişmiş RMD modellerinin, daha düşük piyasa riskine esas tutarı sağlayacağı hipotezi doğrulanmamıştır.

Reis ve Kötüoğlu (2016), sermaye yeterlilik oranının değişkenliği ile orana etki eden faktörlerin tespiti amacıyla çalışma gerçekleştirmiştir. Çalışmada yöntem olarak regresyon analizi kullanılmıştır. Çalışma sonucunda, kârlılık, likidite ve takibe dönüşüm oranının sermaye yeterlilik oranı üzerinde pozitif etkisi olduğu ve aktif büyüklüğünün etkisi olmadığı bulguları elde edilmiştir.

Karahanoğlu (2017), kalkınma ve yatırım bankalarının aktif kârlılığını test etmek amacıyla çalışma gerçekleştirmiştir. Çalışmada, 2005-2016 yılları arası veriler kullanılarak panel veri yöntemi ile analiz gerçekleştirilmiştir. Çalışma sonucunda aktif kârlılığı ile değişkenler arasındaki ilişkiler değerlendirilmiştir.

Rençber ve Avcı (2018), BIST’de faaliyet gösteren bankaların sermaye yeterliliklerine göre karşılaştırılması amacıyla çalışma gerçekleştirmiştir. Çalışmada, 13 bankanın 2012-2017 yılları arası verileri ile WASPAS yöntemi uygulanmıştır. Çalışma sonucunda bankalar, sermaye yeterliliklerine göre sıralanmış ve değerlendirmelerde bulunulmuştur.

Afşar ve Karaçayır (2018), sermaye yeterlilik oranının belirleyicilerinin tespiti amacıyla çalışma gerçekleştirmiştir. Çalışmada 2002-2017 yılı verileri ile panel veri analizi kullanılarak çeşitli istatistiksel testler gerçekleştirilmiştir. Çalışma sonucunda, kredi oranı, mevduat ve aktif büyüklüğünün sermaye yeterlilik oranını negatif yönde; aktif getirinin ise sermaye yeterlilik oranını pozitif yönde etkilediği bulgusuna ulaşılmıştır.

Çatıktaş vd. (2018), sermaye yeterlilik oranının, finansal kalemler arasındaki üzerindeki etkisini tespit etmek amacıyla çalışma gerçekleştirmiştir. Çalışmada yöntem olarak oran analizi kullanılmıştır. Çalışma sonucunda, sermaye yeterlilik oranı ile finansal oranlar arasındaki ilişkiler tespit edilmiş ve değerlendirmelerde bulunulmuştur.

Balaylar ve Özdemir (2018), bankaların kârlılığını etkileyen faktörlerin tespiti amacıyla çalışma gerçekleştirmiştir. Çalışma kapsamında 2004-2016 yılları arası veriler ile ARDL Sınır Testi yöntemi ile analiz gerçekleştirilmiştir. Çalışma sonucunda kârlılığı etkileyen değişkenler tespit edilmiş ve yorumlanmıştır.

Akgül vd. (2019), sermaye yeterlilik oranının kredi arzı üzerindeki etkisini incelemek amacıyla çalışma gerçekleştirmiştir. Çalışmada, 2002-2017 yılları arası veriler kullanılarak çalışma gerçekleştirilmiştir. Çalışma sonucunda, bulanık regresyon yöntemi ile modeller elde edilmiş ve değerlendirmelerde bulunulmuştur.

Aydın (2019), Türk bankacılık sektöründe faaliyet gösteren 22 mevduat bankasının sermaye yapısını etkileyen faktörlerin tespiti amacıyla çalışma gerçekleştirmiştir. Çalışmada 2006-2016 yılları arası verilerle sabit etkili panel veri kullanılarak analiz gerçekleştirilmiştir. Çalışma sonucunda, aktif kârlılığı ve takipteki kredilerin sermaye yeterlilik oranı ile pozitif yönde; banka büyüklüğü, likidite riski ve mevduat düzeyinin negatif yönde ilişkili olduğu ifade edilmiştir.

Özdemir (2019), bankacılık sektöründeki sermaye yapısının banka performansı üzerine etkisini analiz etmiştir. Çalışmada 2005-2017 yılları arası veriler kullanılarak analiz gerçekleştirilmiştir. Çalışma sonucunda, sermaye yapısı ile aktif kârlılığı arasında negatif ilişki olduğu bulgusuna ulaşılmış ve banka türlerine yönelik sermaye yapısı ile performans değerlendirmesi gerçekleştirilmiştir.

Şit ve Hacıevliyagıl (2019), sermaye yeterlilik oranının bankaların kârlılığı üzerindeki etkisinin tespiti amacıyla çalışma gerçekleştirilmiştir. Çalışmada, aktif büyüklüğü en fazla olan 10 banka örneklem olarak alınmış ve 2011-2016 çeyrek dönem verileri ile panel veri analizi gerçekleştirilmiştir. Çalışma sonucunda bankaların sermaye yeterliliklerinin kârlılık üzerinde etkisi olduğu bulgusuna ulaşılmış ve değerlendirmelerde bulunulmuştur.

Albayrak ve Eren (2020), Türkiye katılım bankacılarının sermaye yeterliliğine etki eden faktörleri tespit etmek için çalışma gerçekleştirmiştir. Çalışmada, 2010-2017 verileri ile çoklu regresyon modeli kurularak analiz gerçekleştirilmiştir. Sonuç olarak, sermaye yeterliliği ile finansal performans ve likidite arasındaki ilişkinin tespit edildiği bulgusu ifade edilmiştir.

Kaplan (2020), sermaye yeterlilik rasyosu üzerinde, döviz kuru, altın fiyatı ve risk iştahı dalgalanmalarının etkisinin tespiti amacıyla çalışma gerçekleştirmiştir. Çalışmada, 2010-2019 dönemleri arası veriler kullanılarak regresyon analizi ile çeşitli istatistiksel testler gerçekleştirilmiştir. Çalışma sonucunda sermaye yeterlilik oranını; dolar kurunun pozitif, risk iştahının negatif etkilediği ve altın fiyatlarının etkilemediği tespitlerine ulaşılmıştır.

Citak ve Kandil Goker (2020), sermaye yeterlilik rasyosunun belirlenmesinde etkili olan faktörlerin tespiti amacıyla çalışma gerçekleştirmiştir. Çalışmada, 2002-2017 yılları arası veriler kullanılarak panel veri analizi ile istatistiksel testler gerçekleştirilmiştir. Çalışma sonucunda, sermaye yeterlilik rasyosu ile toplam aktif büyüklüğü, mevduat/toplam aktif oranı, kredi/toplam aktif oranı, faiz marjı ve takipteki kredi/toplam kredi oranları arasında anlamlı ilişkilerin olduğu ifade edilmiştir.

Temelli vd. (2022), Türkiye’de faaliyet gösteren katılım bankalarının sermaye yeterlilik oranlarının belirleyicilerinin tespiti

amacıyla çalışma gerçekleştirmiştir. Çalışmada, 2010-2018 yılları verileri ile panel veri analizi gerçekleştirilmiştir. Çalışmadan elde edilen bulgular, özkaynak getiri oranı ile kredi oranının sermaye yeterlilik oranını negatif yönde etkilediği, aktif getiri oranı ve toplam aktiflerin sermaye yeterlilik oranını pozitif yönde etkilediği ve takipteki kredi/toplam kredi oranının da istatistiksel olarak anlamsız olduğu şeklindedir.

Sermaye Yeterlilik Oranı kullanılarak gerçekleştirilen akademik çalışmalar incelendiğinde, farklı değişkenler ile analizler yapıldığı görülmektedir. Finansal performans, volatilité, eşbütünlüme, finansal başarı gibi konuların yer aldığı çalışmalarda; panel veri analizi, GARCH, regresyon, Çok Kriterli Karar Verme Teknikleri, oran analizi, ARDL gibi yöntemlerin kullanıldığı gözlemlenmektedir. Elde edilen çıktılar değerlendirildiğinde ise finansal oranın oluşumu, diğer finansal oranlarla ilişkisi, sıralanması gibi konularda çalışmaların; açıklayıcı ve yol gösterici nitelik taşıdığı görülmektedir.

### Çalışmanın Metodolojisi

Ekonometride zaman serisi, yatay kesit verileri ve panel veri olmak üzere üç tür veri bulunmaktadır. Panel veriler, zaman serisi ve yatay kesit verilerinin bir araya getirilmesi ile oluşturulmakta ve çok yönlü analiz yapılmasına olanak sağlamaktadır.

Çalışmada kullanılan model, Denklem 1’de gösterilmiştir.

$$SYO_{it} = \beta_0 + \beta_1 FR1_{it} + \beta_2 FR2_{it} + \beta_3 FR3_{it} + \beta_4 FR4_{it} + \beta_5 FR5_{it} + \beta_6 FR6_{it} + \beta_7 FR7_{it} + \beta_8 FR8_{it} + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

Çalışmada 110 (TXN= 110) boyutlu panel veri kullanılmıştır. Verilerin analizi Stata 15 ve Eviews 12 paket programları ile gerçekleştirilmiştir. Analizin gerçekleştirilmesi noktasında tutarlı tahmincilerin seçilebilmesi için çeşitli ön testlere ihtiyaç duyulmaktadır. Bu ön testlerden Hausman testi, analizde kullanılan modelin sabit ya da tesadüfi etkili olduğu hakkında bilgi vermektedir. F testi, birim ve zaman etkisini ölçebilmek amacıyla gerçekleştirilmektedir. Otokorelasyon, değişen varyans ve yatay kesit bağımlılığı testleri gibi veri yapıları hakkında önsel bilgi elde edilmesini sağlayan testlerin yapılması, analiz sonunda tutarlı tahmincilerin seçilmesi noktasında önem arz etmektedir.

Ekonometrik analizlerde, temel varsayımlar hata terimi etrafında şekillendirilmektedir. Bu bağlamda kullanılan temel varsayımlardan biri, hata terimleri varyanslarının sabit olduğu yönündedir. Ancak bazı durumlarda hata terimlerinin varyansları birimlere göre değişebilmekte ve ortaya değişen varyans (heteroskedasite) sorunu çıkabilmektedir. Sabit etkili modellerde değişen varyans sorunu olup olmadığı değiştirilmiş Wald testi ile sınanabilmektedir (Greene, 2000). Değiştirilmiş Wald test istatistiği Denklem 2’de yer almaktadır.

$$W = \sum_{i=1}^N \frac{(\sigma_i^2 - \sigma^2)}{V_i} \quad (2)$$

Burada  $\sigma_i^2$ , i. dereceden yatay kesit biriminin kalıntı varyanslarının tahmincisi olmaktadır. Değişen varyans sorununun yanı sıra modelde otokorelasyon olması da temel varsayımlardan sapmalara neden olmaktadır. Otokorelasyon, hata terimlerinin birbirleri ile ilişkili olması anlamına gelmektedir. Sabit etkili modellerde otokorelasyonun sınanması Baltagi-Wu’nun (1999) yerel en iyi değişmez testi (LBI) ve Bhargava, Franzini ve Narendranathan’ın (1982) Durbin-Watson testi ile gerçekleştirilebilmektedir. Her iki testte de d istatistiği hesaplanmaktadır. LBI test istatistiği Denklem 3’te gösterilmiştir.

$$d = \frac{z' A_0 z}{z' z} \quad (3)$$

$$A_0 = \left\{ \frac{\partial \Omega_{\bar{u}}^{-1}(\rho)}{\partial \rho} \right\} \quad (4)$$

Bhargava, Franzini ve Narendranathan’ın Durbin-Watson test istatistiği ise Denklem 5’te ifade edilmektedir.

$$d = \frac{\sum_{i=1}^N \sum_{j=1}^{n_i} [\tilde{z}_{i,t_{i,j}} - \tilde{z}_{i,t_{i,j-1}} I(t_{i,j} - t_{i,j-1} = 1)]^2}{\sum_{i=1}^N \sum_{j=1}^{n_i} \tilde{z}_{i,t_{i,j}}^2} \quad (5)$$

Ekonometrik analizlerde kullanılan temel varsayımlardan bir diğeri ise hata terimlerinin birimlere göre bağımsız olmasıdır.

Ancak bazı durumlarda yatay kesit birimleri arasında hata terimleri korelasyonlu olabilmektedir (Yerdelen Tatoğlu, 2020). Sabit etkili modellerde birimler arası korelasyonun varlığı Breusch-Pagan Lagrange Çarpanı (LM) testi ile sınanabilmektedir. (Baltagi vd., 2012). LM testinin test istatistikleri Denklem 6'da yer almaktadır.

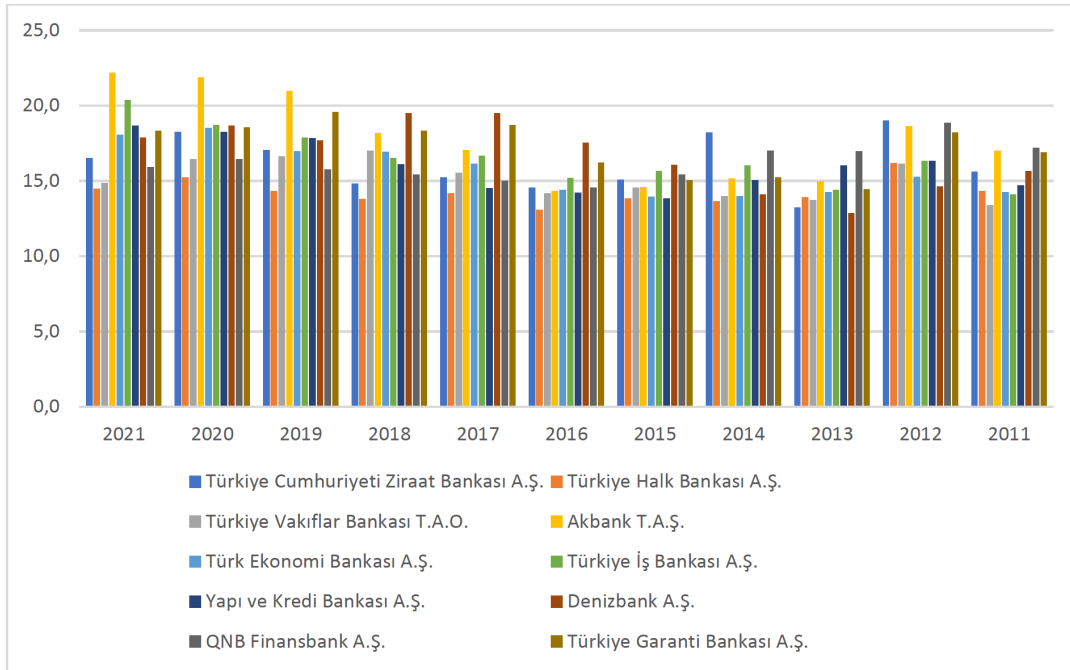
$$LM = T \sum_{i=1}^{N-1} \sum_{j=i+1}^N \hat{P}_{ij}^2 \quad (6)$$

### Analiz ve Bulgular

Çalışmanın amacı, sermaye yeterlilik oranı ile sektörde faaliyet gösteren bankaların finansal rasyoları arasındaki ilişkileri tespit edebilmektir. Bu amaçla Türkiye Bankalar Birliği'nden, 2021 yılında aktif büyüklüğü en fazla olan 10 banka örneklem olarak alınmıştır. Bankaların, 2011-2021 yılları arasındaki verileri elde edilmiş ve sermaye yeterlilik oranı ile finansal rasyolar kullanılarak çeşitli istatistiksel testler gerçekleştirilmiştir. Basel uzlaşları çerçevesinde oluşturulan ve en az %8 olarak belirlenen sermaye yeterlilik oranı, Denklem 7'de gösterilmiştir.

$$SermayeYeterlilikRasyosu = \frac{Ozkaynaklar}{KrediRiski + PiyasaRiski + OperasyonelRisk} \geq \%8 \quad (7)$$

Çalışmada örneklem olarak seçilen 10 bankanın 2011-2021 yılı sermaye yeterlilik oranları Grafik 1'de mevcuttur.



**Kaynak:** (Türkiye Bankalar Birliği, 2023)

**Şekil 1.** Bankaların Sermaye Yeterlilik Rasyoları

Çalışmada örneklem olarak kabul edilen 10 bankanın 2011-2021 yılları arası sermaye yeterlilik oranları incelendiğinde, %12,8 ile %22,2 arasında değişiklik olduğu gözlemlenmektedir. Standart olarak belirlenen ve kurumlar tarafından hedeflenen orana, ilgili yıllar arasında ulaşıldığı görülmektedir. Çalışmada yer alan bankalar ve kriter olarak kabul edilen 2021 yılı toplam aktif payları Tablo 1'de mevcuttur.

Sermaye yeterlilik oranı ile finansal oranların arasındaki ilişkinin tespiti amacıyla gerçekleştirilen çalışmada, bankalara ait rasyolar elde edilmiştir. Elde edilen rasyolar, literatürde sıklıkla kullanılmakta ve bankalar açısından önem arz etmektedir. Bu kapsamda çalışmada analizi gerçekleştirilen finansal oranlar, kodları, değişken türleri ve kaynakları Tablo 2'de mevcuttur.

Çalışmada yer alan değişkenlere ait özet istatistikler Tablo 3'te sunulmuştur. Sermaye yeterlilik oranı ve Tablo 2'de yer alan bağımsız değişkenlere ait gözlem sayısı, ortalama, standart sapma, minimum ve maksimum değerleri tabloda yer almaktadır.

**Tablo 1.** Çalışmada Yer Bankalar

| Bankalar                                | 2021 Yılı Toplam Aktif<br>(Sektör Payı) (%) |
|---|---|
| Türkiye Cumhuriyeti Ziraat Bankası A.Ş. | 16,1  |
| Türkiye Vakıflar Bankası T.A.O.         | 11,9  |
| Türkiye İş Bankası A.Ş.                 | 10,9  |
| Türkiye Halk Bankası A.Ş.               | 10,6  |
| Türkiye Garanti Bankası A.Ş.            | 8,9   |
| Yapı ve Kredi Bankası A.Ş.              | 8,7   |
| Akbank T.A.Ş.                           | 8,4   |
| QNB Finansbank A.Ş.                     | 4,4   |
| Denizbank A.Ş.                          | 3,6   |
| Türk Ekonomi Bankası A.Ş.               | 2,3   |

**Kaynak:** (Türkiye Bankalar Birliği, 2023)

**Tablo 2.** Çalışmada Yer Alan Finansal Oranlar

| Finansal Oran                      | Kod | Değişken Türü        | Kaynak                   |
|------------------------------------|-----|----------------------|--------------------------|
| Sermaye Yeterlilik Oranı           | SYO | Bağımlı Değişken     |                          |
| Özkaynaklar / Toplam Aktifler      | FR1 |                      |                          |
| Toplam Mevduat / Toplam Varlıklar  | FR2 |                      |                          |
| Alınan Krediler / Toplam Varlıklar | FR3 |                      |                          |
| Toplam Krediler / Toplam Mevduat   | FR4 | Bağımsız Değişkenler | Türkiye Bankalar Birliği |
| Donuk Alacaklar / Toplam Krediler  | FR5 |                      |                          |
| Likit Aktifler / Toplam Aktifler   | FR6 |                      |                          |
| Ortalama Özkaynak Karlılığı        | FR7 |                      |                          |

**Tablo 3.** Özet İstatistikler

| Değişkenler | Gözlem Sayısı | Ortalama | Standart Sapma | Minimum   | Maksimum |
|-------------|---------------|----------|----------------|-----------|----------|
| SYO         | 110           | 16.15148 | 1.980154       | 12.8336   | 22.16617 |
| FR1         | 110           | 10.4784  | 1.926652       | 4.826848  | 15.08523 |
| FR2         | 110           | 60.97855 | 4.758415       | 53.13998  | 73.85731 |
| FR3         | 110           | 9.329238 | 3.54694        | 0.3444598 | 18.12007 |
| FR4         | 110           | 103.8705 | 11.66392       | 60.03925  | 123.4876 |
| FR5         | 110           | 3.941342 | 1.843957       | 1.208234  | 10.44859 |
| FR6         | 110           | 22.67584 | 7.374612       | 8.366575  | 41.57742 |
| FR7         | 110           | 13.63655 | 3.82966        | 3.488867  | 25.4296  |

Verilerin birim ve zaman etkilerini sınamak amacıyla F testi uygulanmıştır. Bu test, klasik model karşısında sabit etkiler modelinin tutarlı olup olmadığını test etmek amacıyla kullanılmaktadır. F testinin hipotezi, “ $H_0$ : birim ve zaman etki yoktur” şeklinde kurulmaktadır. F testi sonuçları Tablo 4’te yer almaktadır.

Tablo 4’ten elde edilen sonuçlara göre,  $H_0$  hipotezi reddedilmektedir. Bu nedenle klasik modelin uygun olmadığı, sabit etkilerin tutarlı olduğu anlaşılmaktadır. Analizin devamında, sermaye yeterlilik oranı ile finansal oranlar arasındaki ilişkinin tespit edilmesine

**Tablo 4. F Testi Sonuçları**

|              | <b>İstatistik</b> | <b>Olasılık</b> |
|--------------|-------------------|-----------------|
| <b>Model</b> | 5.00              | 0.0000          |

yönelik model tahmini yapılmadan önce oluşturulan ekonometrik modelin sabit etkili ya da tesadüfi etkili olduğuna karar verilmesi gerektiğinden, Hausman testi gerçekleştirilmiştir. Hausman testi sonuçları Tablo 5'te raporlanmıştır.

**Tablo 5. Hausman Testi Sonuçları**

| Hausman testi | Ki-kare istatistiği | Serbestlik derecesi | Olasılık |
|---------------|---------------------|---------------------|----------|
|               | 36.05               | 7                   | 0.0000   |

Hausman testi sonuçlarının yer aldığı Tablo 5'e göre tesadüfi etkiler tahmincisinin tutarsız, sabit etkiler tahmincisinin tutarlı olduğu anlaşılmaktadır. Çalışmada kullanılan modelin sabit etkili olması temel varsayımlardan sapmaların sınanması için seçilen testleri etkilemektedir. Bu bağlamda temel varsayımlardan sapmalar değiştirilmiş Wald, LBI ve Bhargava, Franzini ve Narendranathan'ın Durbin-Watson istatistiği ile sınanmıştır. Otokorelasyon ve değişen varyans testi sonuçları Tablo 6'da yer almaktadır.

**Tablo 6. Değişen Varyans ve Otokorelasyon Testi Sonuçları**

|  | Ki-kare (10)  | Olasılık |
|--|---------------|----------|
| <b>Değişen varyans testi sonuçları</b> | 60.74         | 0.0000   |
|  | Durbin-Watson | LBI      |
| <b>Otokorelasyon testi sonuçları</b>   | 1.6610        | 1.9200   |

Tablo 6'da ifade edilen değişen varyans testi sonuçlarına göre sabit etkiler modelinde birimlere göre değişen varyans; Durbin-Watson ve LBI istatistiklerinin (1.66 ve 1.92) 2'den küçük olması ise sabit etkiler modelinde otokorelasyon olduğunu göstermektedir. Model tahmini yapılmadan önce izlenmesi gereken prosedürlerden bir diğeri ise yatay kesit bağımlılığının (birimler arası korelasyon) test edilmesidir. Yatay kesit bağımlılığı, analizin bir sonraki aşamasında kullanılacak olan model tahmincisinin seçimini etkilemektedir. Bu nedenle yatay kesit bağımlılığı model bazında test edilmiştir. Uygulama sonuçları Tablo 7'de raporlanmıştır.

**Tablo 7. Yatay Kesit Bağımlılığı Testi Sonuçları**

| <b>Breusch-Pagan LM</b> | <b>Model</b> | <b>İstatistik</b> | <b>Olasılık</b> |
|-------------------------|--------------|-------------------|-----------------|
|                         |              | 69.267            | 0.0116          |

Model bazında yatay kesit bağımlılığı testi sonuçlarının yer aldığı Tablo 7'ye göre yatay kesit bağımlılığının yokluğunu ifade eden H0 hipotezi reddedilmekte, model ve değişkenler bazında yatay kesit bağımlılığı olduğu bulgusu elde edilmektedir.

Modelde değişen varyans ve otokorelasyon varlığının bulunması ile modelin sabit etkili olması, model tahmincisinin seçiminde önemli rol oynamaktadır. Bu bağlamda Driscoll-Kraay tahmincisi hem sabit hem de tesadüfi etkiler modelleri için kullanılabilen, büyük zaman ve birim boyutlarında dahi tutarlı, uzamsal ve dönemsel korelasyon formlarında dirençli hatalar üreten bir tahminci olarak karşımıza çıkmaktadır (Yerdelen Tatoğlu, 2020, s. 335). Çalışmada kullanılan modele ait tahminci sonuçları Tablo 8'de yer almaktadır.

Driscoll-Kraay tahmincisi sonuçlarının yer aldığı Tablo 8'e göre, oluşturulan modelin anlamlı ve bağımsız değişkenlerin bağımlı değişkeni %63 oranında açıklama gücüne sahip olduğu sonucuna ulaşılmaktadır. Modelde, tüm değişkenlerin istatistiksel olarak anlamlı olduğu görülmektedir. Analiz sonucunda, FR2, FR3, FR4 ve FR7 değişkenlerinin %1, FR1, FR5, FR6 değişkenlerinin de %5 düzeyinde anlamlı olduğu bulgusu elde edilmektedir. Bu bağlamda FR1 değişkeninde meydana gelen %1 oranındaki bir artış kapsamında SYO değişkeni %0.42 oranında artmaktadır. Benzer şekilde FR5 ve FR7 değişkenlerinde meydana gelen %1 oranında

**Tablo 8. Model Tahmin Sonuçları**

| SYO   | Katsayılar | Standart Hata | t     | Olasılık |
|-------|------------|---------------|-------|----------|
| FR1   | .4257361   | .1478006      | 2.88  | 0.016    |
| FR2   | -.2788068  | .0544663      | -5.12 | 0.000    |
| FR3   | -.2598195  | .0342866      | -7.58 | 0.000    |
| FR4   | -.111446   | .0274024      | -4.07 | 0.002    |
| FR5   | .3511303   | .1414986      | 2.48  | 0.032    |
| FR6   | -.1013906  | .0322326      | -3.15 | 0.010    |
| FR7   | .0908254   | .0177831      | 5.11  | 0.000    |
| Sabit | 42.3682    | 6.008807      | 7.05  | 0.000    |

**R<sup>2</sup>: 0. 6348****F (7,10): 30,39****Olasılık>Ki-Kare: 0.0000**

bir artış karşısında SYO değişkeni sırasıyla %0.35 ve %0.09 oranında artmaktadır. Bağımsız değişkenlerden olan FR2, FR3, FR4 ve FR6 değişkenlerinde meydana gelen %1 oranındaki artış karşısında SYO değişkenini sırasıyla %0.27, %0.25, %0.11 ve %0.10 oranında azalmaktadır.

### Sonuç ve Değerlendirme

Finansal sistem, varlık ve fon değişiminin gerçekleştiği; fon arz eden birimler, fon talep eden birimler, dayanak varlıklar, yasal düzenlemeler ile piyasaları içerisinde barındıran yapıya verilen isimdir. Varlık ve fon değişimleri piyasalarda gerçekleşmektedir. Piyasalar, çeşitli türleri bünyesinde barındırmakta ve bireyler, kurumlar, devletlerin ihtiyaçlarını karşılamaktadır. Finansal sistemin aktörlerinden olan bankalar, para ile ifade edilen işlemlere aracılık sağlayan kurumlardır. Aktif büyüklüğü olarak önemli yer tutan bankalar hem sektör hem de ekonomiden kaynaklı birtakım riskler ile karşı karşıya kalmaktadır. Bankaların karşı karşıya kaldığı riskler, sistematik ve sistematik olmayan risk şeklinde sınıflandırılmaktadır. Sistematik riskler, faiz oranı, kur, piyasa, kredi gibi risklerden oluşurken; sistematik olmayan riskler iş, finansal, yönetim gibi riskleri kapsamaktadır. Bankaların sistematik olmayan riskleri çeşitlendirme gibi yöntemlerle bertaraf etmesi mümkünken, sistematik riskleri bertaraf etmesi mümkün olmamakta fakat çeşitli stratejiler gerçekleştirilerek bu risklere karşı önlem alınabilmektedir. Finansal ve ekonomik krizlerin etkisiyle sektörde meydana gelen olumsuzluklar sonucunda gerçekleştirilen Basel süreci ile risklerin etkin yönetimi ve standart yapı kurulabilmesi amaçlanmıştır. Basel sürecinin önemli bir çıktısı olan sermaye yeterlilik oranı, özkaynakların, kredi riski, piyasa riski ve operasyonel riske oranlanması ile elde edilmekte ve en az %8 olması gerektiği belirtilmektedir. Sermaye yeterlilik oranı, risklerin etkin olarak yönetilmesi amacıyla kullanılan nicel gösterge olarak kabul edilmektedir. Bankacılık Düzenleme ve Denetleme Kurumu (BDDK) sermaye yeterlilik oranı hedefi %12 olarak belirlenmiş ve Türkiye’de faaliyet gösteren bankalar da bu hedef doğrultusunda ilgili oranın oldukça üstünde performans göstermektedir.

Çalışma, sermaye yeterlilik oranının, finansal rasyolarla ilişkisinin tespiti amacıyla gerçekleştirilmiştir. Sermaye yeterlilik oranına etki eden değişkenlerin tespitinin yapılmasının, sermaye yeterlilik oranını istenilen seviyeye çıkarmada önemli olduğu düşünülmektedir. Örneklem oluşturulurken, 2021 yılında aktif büyüklüğü en yüksek 10 banka seçilmiştir. Bu bankalar, Türkiye Cumhuriyeti Ziraat Bankası A.Ş., Türkiye Vakıflar Bankası T.A.O., Türkiye İş Bankası A.Ş., Türkiye Halk Bankası A.Ş., Türkiye Garanti Bankası A.Ş., Yapı ve Kredi Bankası A.Ş., Akbank T.A.Ş., QNB Finansbank A.Ş., Denizbank A.Ş., Türk Ekonomi Bankası A.Ş. şeklindedir. Veri seti oluşturulurken, geniş bir çerçevede değerlendirme yapabilmek amacıyla 2011-2021 yılları arası veriler elde edilerek çeşitli istatistiksel testler gerçekleştirilmiştir.

Çalışmada bağımlı değişken sermaye yeterlilik oranı, bağımsız değişkenler ise özkaynaklar / toplam aktifler, toplam mevduat / toplam varlıklar, alınan krediler / toplam varlıklar, toplam krediler / toplam mevduat, donuk alacaklar / toplam krediler, likit aktifler / toplam aktifler ve ortalama özkaynak karlılığıdır.

Çalışmadan elde edilen bulgulara göre, sermaye yeterlilik oranı ile tüm değişkenlerin istatistiksel olarak anlamlı ilişkiye sahip olduğu görülmektedir. Modelin açıklama gücü %63 olup sermaye yeterlilik oranı ile özkaynaklar / toplam aktifler, donuk alacaklar / toplam krediler, ortalama özkaynak karlılığı oranlarının anlamlı ve pozitif ilişkiye sahip olduğu bulgusu elde edilmiştir. Mevcut oranlarda meydana gelen %1 oranındaki artışın sermaye yeterlilik oranını sırasıyla %0.42, %0.35 ve %0.09 oranında arttırdığı sonucu elde edilmiştir. Sermaye yeterlilik oranı ile toplam mevduat / toplam varlıklar, alınan krediler / toplam varlıklar, toplam

krediler / toplam mevduat, likit aktifler / toplam aktifler oranları arasında negatif ve anlamlı ilişki varlığı tespit edilmiştir. Negatif ilişkiye sahip olan oranlarda meydana gelen %1 oranın artışın, sermaye yeterlilik oranını sırasıyla %0.27, %0.25, %0.11 ve %0.10 oranında azalttığı tespit edilmiştir.

Genel bir değerlendirme gerçekleştirildiğinde, çalışmanın örneklem olarak kabul edilen bankalar ve sektör için önem arz edeceği düşünülmektedir. Bankalar için önemli bir risk göstergesi olan Sermaye Yeterlilik Oranı, farklı finansal oranlardan etkilenmekte ve bu etkilenilen rasyoların tespiti kurumlar için yol gösterici nitelik taşımaktadır. Sermaye Yeterlilik Oranını negatif ve pozitif yönde etkileyen, istatistiksel olarak anlamlı 7 farklı değişkenin tespitinin, çalışmanın özgünlüğünü oluşturduğu düşünülmektedir. Literatürde yer alan ve ele alınan örneklem, dönem, bağımlı değişken ve bağımsız değişkenler ile sermaye yeterlilik oranının belirleyicilerinin tespit edilmeye çalışıldığı görülmektedir. Kurumların, akademik çalışmalardan elde edilen çıktıları kullanması ve farklı uygulama ile sistemlerle değerlendirme yapması da finansal başarı açısından önem taşımaktadır. İlgili oran hem ülkemiz hem de dünyada faaliyet gösteren bankalar için geçerli bir gösterge niteliği taşıdığından, rasyonun finansal kalemlerden etkilenme gücünün tespiti de çalışmanın önemli bir noktası olarak gösterilmektedir. Daha sonra gerçekleştirilecek çalışmalarda farklı yıllar, yöntemler, bankalar örneklem olarak alınarak analizler gerçekleştirilmesi ve karşılaştırmalar yapılarak değerlendirmelerde bulunulması önerilmektedir. Çalışmada ulaşılan bulguların; araştırmacılara, sektör ilgililerine ve daha sonra gerçekleştirilecek akademik çalışmalara katkı sağlaması amaçlanmaktadır.

---

**Hakem Değerlendirmesi:** Dış bağımsız.

**Çıkar Çatışması:** Yazar çıkar çatışması beyan etmemişlerdir.

**Finansal Destek:** Yazar finansal destek beyan etmemişlerdir.

**Peer Review:** The author has no conflict of interest to declare.

**Conflict of Interest:** The author has no conflict of interest to declare.

**Grant Support:** The author declared that this study has received no financial support.

---

**ORCID:**

Batuhan Medetoğlu 0000-0002-8400-1232

**KAYNAKLAR / REFERENCES**

- Afşar, A. & Karacayır, E. (2018). Turk bankacılık sektöründe sermaye yeterlilik oranının belirleyicileri. *Anadolu Üniversitesi Sosyal Bilimler Dergisi*, 18 (2), 149-160. DOI: 10.18037/ausbd.552432
- Akgül, Y., Çamlıbel, F. & Şengönül, A. (2019). Türkiyede kamu, yabancı ve özel sermayeli bankaların sermaye yeterlilik oranlarının kredi arzı üzerine etkisi: Bulanık regresyon örneği. *Journal of International Management Educational and Economics Perspectives*, 7 (2), 139-150. Retrieved from <https://dergipark.org.tr/tr/pub/jimeep/issue/50880/639683>
- Albayrak, A. & Eren, M. (2020). Türkiye'deki katılım bankacılığı sektöründe sermaye yeterliliği oranı ile kârlılık, aktif kalitesi ve likidite ilişkisi. *Finansal Araştırmalar ve Çalışmalar Dergisi*, 12 (22), 31-49 . DOI: 10.14784/marufacd.688431
- Altay, E. (2015). Bankacılıkta Risk - Piyasa Riski, Kredi Riski ve Operasyonel Riskin Ölçümü ve Yönetimi. İstanbul: Derin Yayınları.
- Aydın, Y. (2019). Türk mevduat bankalarının sermaye yapısını etkileyen faktörler. *Muhasebe Bilim Dünyası Dergisi*, 21 (1), 155-170. DOI: 10.31460/mbdd.456370
- Balaylar, N. A. Özdemir, M. O. (2018). Türkiye'de yerli mevduat bankalarında sermaye yeterliliği ve karlılık ilişkisi. *Muhasebe ve Denetim Bakış*, 18 (54), 57-76. Retrieved from <https://dergipark.org.tr/tr/pub/mbdakis/issue/63891/967157>
- Baltagi, B. H., & Wu, P. X. (1999). Unequally Spaced panel data regression with AR(1) disturbances. *Econometric Theory*, 15, 814-823.
- Baltagi, B., Feng, Q., & Kao, C. (2012). A lagrange multiplier test for cross-sectional dependence in a fixed effects panel data model. *Center for Policy Research*, (193), 1-41.
- Bank for International Settlements (2023). The Basel Framework, Bank for International Settlements (BIS), <https://www.bis.org/basel>
- Bankacılık Kanunu. (2005). Kanun. 5411 Sayılı Bankacılık Kanunu, Ankara, Türkiye: Resmi Gazete
- Bostancı A., Korkmaz T., (2014), Bankaların Sermaye yeterliliği oranı açısından riske maruz değer hesaplama yöntemlerinin karşılaştırılması. *İşletme ve Ekonomi Araştırmaları Dergisi*, 5 (3), 15-41
- Bankacılık Düzenleme ve Denetleme Kurulu (2023). *Temel Bankacılık Verileri*. Bankacılık Düzenleme ve Denetleme Kurulu (BDDK): <https://www.bddk.org.tr/> adresinden alındı
- Bhargava, A., Franzini, L., & Narendranathan, W. (1982). Serial correlation and fixed effect models. *The Review of Economic Studies*, 49, 533-549.
- Citak, F., & Kandil-Goker, I. E., (2020). Bankacılık sektöründe sermaye yeterlilik rasyosunu belirleyen faktörlerin analizi. *Business and Economics*

- Research Journal*, 11(1), 169-185.
- Çatıkkaş, Ö., Yatbaz, A., & Duramaz, S. (2018). Basel sermaye yeterliği oranındaki değişimin Türk bankacılık sektörü üzerindeki etkilerinin incelenmesi: Katılım Bankaları ve geleneksel bankaların karşılaştırmalı oran analizi. *İşletme Araştırmaları Dergisi*, 10(1), 839–855.
- Greene, W. (2000). *Econometric Analysis 4nd Editon*. New Jersey: Prentice-Hall.
- Hacievliyagıl, N, Sıt, A. (2019). Türkiye’de sermaye yeterliliğinin banka karlılıkları üzerine etkisi. *Muhasebe ve Finans İncelemeleri Dergisi*, 2 (1), 55-69. DOI: 10.32951/mufider.512395
- Kaplan, H. E. (2020). Sermaye yeterlilik rasyosu ile dolar kuru, altın fiyatları ve risk iştahı ilişkisi: Türk bankacılık sektöründe bir inceleme. *Dumlupınar Üniversitesi Sosyal Bilimler Dergisi*, (66), 220-233. Retrieved from <https://dergipark.org.tr/tr/pub/dpusbe/issue/57463/745417>
- Karahanoğlu, İ. (2017). Türk kalkınma ve yatırım bankalarının aktif karlılığını etkileyen faktörlerin belirlenmesi. *Erciyes Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*, (50), 167-186. DOI: 10.18070/erciyesuibd.368584
- Korkmaz, T., & Ceylan, A. (2017). *Semaye Piyasası ve Menkul Değer Analizi*. Bursa: Ekin Basım Yayın Dağıtım.
- Köksal, M. O., Babuşcu, Ş. & Hazar, A. (2020). Basel IV neleri değiştirecek? *Ekonomi ve Finansal Araştırmalar Dergisi*, 2 (1), 1-25. Retrieved from <https://dergipark.org.tr/tr/pub/jeftr/issue/65938/1029341>
- Okuyan, H.A., (2013). Türk bankacılık sektöründe sermaye yapısı. *Ege Akademik Bakış*, 13 (3), 295- 302.
- Özdemir, B. (2019). Türk bankacılık sektöründe sermaye yapısının performans üzerine etkisi. *Adnan Menderes Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü Dergisi*, 6 (1), 65-76. Retrieved from <https://dergipark.org.tr/en/pub/adusobed/issue/47467/427252>
- Reis, G. & Kötüoğlu, R. (2016). Türk bankacılık sektörünün sermaye yeterliliği davranışı. *Journal of Management and Economics Research*, 14 (3), 101-110. Retrieved from <https://dergipark.org.tr/tr/pub/yead/issue/24740/261597>
- Rençber, Ö. F. & Avcı, T. (2018). BIST’te işlem gören bankaların sermaye yeterliliklerine göre karşılaştırılması: WASPAS yöntemi ile uygulama. *Anemon Muş Alparslan Üniversitesi Sosyal Bilimler Dergisi*, Volume: 6 Number: ICEESS’ 18, 169-175. DOI: 10.18506/anemon.452713
- Teker, S., Bolgün, K. E. & Akçay, M. B. (2005). Banka sermaye yeterliliği: Basel II standartlarının bir Türk bankasına uygulanması. *Elektronik Sosyal Bilimler Dergisi*, 4 (12), 42-54. Retrieved from <https://dergipark.org.tr/tr/pub/esosder/issue/6126/82166>
- Temelli, F, Ozbay, F. & Tekin, B, (2022). Turk katılım bankacılığı sektorunde sermaye yeterlilik oranının belirleyicileri: Panel veri analizi. *Muhasebe ve Denetime Bakış Dergisi* (66), 1-22. <https://doi.org/10.55322/mdbakis.950484>
- Türkiye Bankalar Birliği. (2022). *Faaliyet Raporları*. Türkiye Bankalar Birliği: <https://www.tbb.org.tr/tr/hakkimizda/kurumsal/hakkında/faaliyet-raporlari/17> adresinden alındı
- Türkiye Bankalar Birliği. (2023). *Seçilmiş Rasyolar*. Türkiye Bankalar Birliği: <https://www.tbb.org.tr/tr/hakkimizda/kurumsal/hakkında/faaliyet-raporlari/17> adresinden alındı
- Yerdelen Tatoğlu, F. (2020). *İleri Panel Veri Analizi- Stata Uygulamalı*. İstanbul: Beta Basım Yayım Dağıtım A.Ş.
- Yerdelen Tatoğlu, F. (2020). *Panel Veri Ekonometrisi- Stata Uygulamalı*. İstanbul: Beta Basım Yayım Dağıtım A.Ş.
- Yerdelen Tatoğlu, F. (2020). *Panel Zaman Serileri Analizi*. İstanbul: Beta Basım Yayım Dağıtım A.Ş.

#### Atıf Biçimi / How cite this article

Medetoglu, B. (2023). Sermaye yeterlilik oranı ile finansal rasyolar arasındaki ilişkinin panel veri analizi ile tespiti: Türk bankacılık sektörü üzerine bir çalışma. *EKOIST Journal of Econometrics and Statistics*, 39, 172-182. <https://doi.org/10.26650/ekoist.2023.39.1244794>



# ODKA Ülkelerinin Savunma Harcama Yakınsaması: Çok Kırılmalı Fourier Panel Birim Kök Testinden Kanıtlar

## Convergence of Military Expenditures in MENA Countries: Evidences from a Fourier Panel Unit Root Test with Multiple Breaks

Sezer Belliler<sup>1</sup> 

<sup>1</sup>(Arş. Gör.), Harran Üniversitesi, İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi, Ekonometri Bölümü, Şanlıurfa, Türkiye.

### ÖZ

Bölgesel çatışmaların bile küresel ölçekte siyasi ve askeri krizlere yol açtığı günümüzde, ülkelerin savunma harcamaları bütçe içindeki önemini giderek arttırmaktadır. Dahil oldukları politik, askeri örgütlere veya komşularına göre savunma harcamalarını şekillendiren ülkelerin bu noktada yakınsama davranışı göstermesi beklenmektedir. Bu çalışma 1977-2021 yılları arasında 12 ODKA ülkesinin (Cezayir, Bahreyn, Mısır, İran, İsrail, Ürdün, Kuveyt, Fas, Umman, Suudi Arabistan, Tunus, Türkiye) savunma harcama yüklerini ele almaktadır. Breusch-Pagan (1980), Pesaran (2004) Scaled LM, Pesaran CD (2004), Baltagi, Feng ve Kao (2012) testlerinin tamamı yatay kesit bağımlılığın olmadığını ifade eden temel hipotezi reddetmiştir. Yatay kesit bağımlılığını dikkate alan birim kök testlerinin kullanılması bu bağlamda daha doğru olacaktır. Savunma harcama yüklerinin yakınsama analizinin gerçekleştirilebilmesi için Yatay Kesit Bağımlılığı ve birimler arası heterojenliği dikkate alan Bahmani-Oskooee(2014)'nin Çok Kırılmalı Fourier Panel Birim kök testi kullanılmıştır. Araştırma bulgularına göre bazı ODKA ülkelerin yakınsama davranışı göstermediği alternatif hipotez reddedilememiştir. Bahreyn, Ürdün, Kuveyt, Suudi Arabistan ve Türkiye ODKA ortalamasına yakınsama davranışı göstermiştir. Amerika ve İsrail'in savunma harcama ortalamasına yakınsama gösteren ülkeler ise Bahreyn, Ürdün, Kuveyt, Suudi Arabistan ve Türkiye olarak bulunmuştur. Türkiye'nin NATO üyesi olması sebebiyle ABD'ye yakınsama davranışı göstermesi beklentilere uygunluk göstermektedir. Türkiye ve Suudi Arabistan'ın bölge içindeki ağırlığını arttırmak istemesi de ABD ve İsrail'e yakınsamasını açıklamaktadır. Bölgede gerçekleşen Körfez savaşı ve Arap Baharı gibi olaylar ani kırılma tarihlerinde tespit edilmiştir. Herbir ülke için eklenen fourier terimlerine uygulanan F testine göre sonuçlar istatistiksel olarak anlamlı bulunmuştur. Sonuç olarak elde edilen bulguların bölge içinde bulunan ülkelerin savunma harcama yüklerinin nasıl şekillendirdiklerinin açıklanabilmesi açısından önem arz etmektedir.

### ABSTRACT

Nowadays, even regional conflicts can lead to political and military crises on a global scale, and military expenditures have become more important in countries' budgets. Countries that shape their military spending according to the political and military organizations of which they are a part are expected along with their neighbors to exhibit convergent behavior in this regard. This study examines the military expenditures of 12 Middle East and North Africa (MENA) countries (i.e., Algeria, Bahrain, Egypt, Iran, Israel, Jordan, Kuwait, Morocco, Oman, Saudi Arabia, Tunisia, and Turkey) from 1977-2021. The null hypothesis stating no cross-sectional dependence to exist has been rejected by all of the Breusch-Pagan (1980), the scaled Lagrange multiplier (LM) Pesaran and Pesaran's cross-sectional dependency (CD; 2004), and also LM (2012) tests. In this context, using unit root tests that take into account cross-sectional dependence would be more accurate. Bahmani-Oskooee et al.'s (2014) Fourier panel unit root test with multiple breaks, which takes into account cross-sectional dependency and heterogeneity between units, was used to perform the convergence analysis of military burdens. According to the research findings, the alternative hypothesis that some MENA countries did not imply convergent behavior could not be rejected. The military expenditures of Bahrain, Jordan, Kuwait, Saudi Arabia, and Turkey were found to converge with the MENA mean and the military expenditures of the United States and Israel. Due to being a NATO member, Turkey's behavior is expected to converge with the United States. Turkey and Saudi Arabia's motivation for enhancing their weight in the region also explains their convergence with the US and Israel. Events such as the Gulf War and the Arab Spring that took place in the region stand out with regard to sudden break dates. The findings were determined

Corresponding Author: Sezer Belliler E-mail: sezerbelliler@gmail.com

Submitted: 18.10.2022 • Revision Requested: 04.11.2022 • Last Revision Received: 06.12.2022 • Accepted: 08.12.2022



This article is licensed under a Creative Commons Attribution-NonCommercial 4.0 International License (CC BY-NC 4.0)

to be statistically significant in accordance with the F test performed on the Fourier terms added for each country. In conclusion, the findings are significant for understanding how the military expenditures of MENA countries are formed.

**Anahtar Kelimeler:** Askeri Harcamalar, Yakınsama Hipotezi, Fourier Panel Birim Kök Testi

**Keywords:** Military expenditures, convergence hypothesis, Fourier panel unit root

**JEL Kodu / JEL Code:** C23, H56, N40

### EXTENDED SUMMARY

This study examines 12 countries as Middle East and North African (MENA) countries. These countries Algeria, Bahrain, Egypt, Iran, Israel, Jordan, Kuwait, Morocco, Oman, Saudi Arabia, Tunisia, and Turkey. The security web theorem proposes comparing the military expenditures of these countries being studied with each other. The study assumes that comparing the military burden patterns of the nations in terms of proximity to other countries in the network in the security web would be of interest. Convergence analysis will be applied to the military expenditures of the MENA countries in this study. Although imbalances are expected to maybe occur with regard to the military burdens of the nations involved in the security net, the study considers that convergent drops, increases, or parallelisms are likely to occur in the military burdens of the countries within the network. The study additionally focuses on whether or not a convergence of the individual defense expenditures of each country occurs in terms of MENA countries' average overall defense expenditures. In other words, the study examines if each country's military burden is able to catch up with MENA countries' average. The study will then examine as a second step the convergence of the military burdens of 11 countries with Israel's average military burden. The study has chosen to examine Israel here both because it is an essential partner of the USA and because it is perceived as a threat in the views of other governments in the region. For the third stage, the study will examine the convergence of the military burdens of the 12 countries with US defense spending. The rationale for including the USA here is due to the fact that it carries out various military actions in the region as a global superpower and is also viewed as an ally of several MENA countries. In addition, dealing with the structural changes that occur is valuable for the research. The study will take under consideration the internal turmoil and conflicts that closely impact the countries in the region, as well as any significant events in the international environment as structural changes and include them in the analysis.

The convergence hypothesis involves the variable  $y_t^i$ , which is expressed with the time series:

$$y_t^i = \text{Iog}(Y_t^i / \bar{Y}_t)$$

where  $y_t^i$  represents the ratio of each country's defense expenditure to its gross domestic product (GDP), with  $\bar{Y}_t$  showing the group mean. The notion of convergence this research will employ is defined as beta convergence and will be studied using the stationarity of the  $y_t^i$  variable. If  $y_t^i$  is found to be stationary, the presence of convergence will be implied. This study uses Bahmani-Oskooee et al.'s (2014) Fourier panel unit root test, which is based on the Carrion-i-Silvestre et al. (CBL; 2005) stationarity test. The CBL was introduced as panel unit root test with multiple structural breaks. The CBL test only takes into account structural breaks, which allows for sudden changes. Unlike the CBL panel unit root test, Bahmani-Oskooee developed a new test that can also include smooth shifts. Smooth shifts are included in the equation using Fourier terms and is represented as follows.

$$y_{i,t} = \alpha_i + \sum_{l=1}^{m_i} \theta_{i,l} DU_{i,1,t} + \gamma_{1,k} \sin\left(\frac{2\pi kt}{T}\right) + \gamma_{2,k} \cos\left(\frac{2\pi kt}{T}\right) + u_{i,t}$$

where  $m_i$  indicates the number of sharp breaks in the equation and DU denotes the dummy variable.

The dummy variable can be expressed as follows:

$$DU_{i,1,t} = \begin{cases} 1 & \text{if } t > TB_l^i \\ 0 & \text{other} \end{cases}$$

where  $TB_l^i$ , shows the break dates. Each country is expressed with the index  $i$ .

While the dummy variables in the equation indicate sharp changes, trigonometric terms describe soft shifts. The  $k$ ,  $t$  and  $T$  expressions in Eq. 2 indicate frequency, time trend, and number of observations, respectively. According to the Pesaran (2004) scaled Lagrange multiplier test and Pesaran (2004) cross-sectional dependency (CD) test, both of which function under the assumption of homogeneity and heterogeneity, the null hypothesis, which expresses no cross-sectional dependence to exist, is rejected at the 1%-, 5%-, and 10%-levels of significance. When considering the heterogeneous panel test results, the null hypothesis is understood to be able to be rejected because the test statistic of 3.053 is greater than the 5% significance level of 1.053. As

a result, some of the countries that make up the panel have been found to not converge with MENA countries' average military expenditures; in other words, the countries have unit roots. The reason why sharp break dates are commonly recorded between 1989-1992 relates to the Iraq War which took place between 1990-1991. The military expenditure graphs of the countries have also revealed a big and rapid shift to have also occurred in the countries' defense expenditures around the time of the Gulf War. In conclusion, the sharp break dates that emerged during the Gulf War support this case. In the Bahmani-Oskooee et al. test, the null hypothesis implies that the relevant unit is stationary. The alternative hypothesis implies that the relevant unit has a unit root. The military expenditures of Bahrain, Jordan, Kuwait, Turkey, and Saudi Arabia were observed to converge with MENA countries' mean military expenditures at the 5% significance level. When examining MENA countries' individual average military expenditures, the military spending ratios of Bahrain, Jordan, Kuwait, Saudi Arabia, and Turkey were found to converge with the panel average, which is in line with the security web theory. Furthermore, the observation of political and military events such as the Gulf War and the Arab Spring at the sharp break dates demonstrates the advantages of the performed test.

As a result of investigating the convergence between the individual military expenditure averages for Israel and the USA, Bahrain, Jordan, Kuwait, Saudi Arabia, and Turkey are seen to exhibit convergent behavior. The convergent behaviors of the Arab countries, which behave in line with the Middle East policies of the USA, have been realized to occur in accordance with the theoretical expectations. In addition, the convergence of Israel's military spending in line with the objectives of Saudi Arabia and Turkey to become regional superpowers is also viewed as a significant finding. Being a NATO country, Turkey has also been found to converge with the military expenditure average of the USA, which is also in parallel with theoretical expectations.

## Giriş

İktisadi ve jeopolitik düzlemde ülkelerin savunma harcamaları önemli bir yere sahip olmaktadır. Savunma harcamalarını etkileyen faktörlerden bazıları; bütçe kısıtları, ülkelerin stratejik pozisyonları, siyasi ve ideolojik yapı, jeopolitik nedenler olarak tanımlanabilir. Ülkeler savunma harcamalarına ağırlık verdiğinde bu durum kuşkusuz olarak fırsat maliyeti doğuracaktır. Devletler kalkınma, büyüme gibi hedeflerine ulaşabilmesi için harcama yapacağı bir çok alana yatırım yapmak yerine savunma harcamalarına yatırım yapması fırsat maliyetinin boyutunu belirleyecektir. Savunma harcamalarına ayrılacak bütçenin, üretim alanına kaydırılmasıyla ülkelerin büyüme ve kalkınmalarının pozitif yönde etkilenebileceği beklenebilir(Dune ve Tian, 2013; Athanassiou vd, 2002). Başka bir ifade ile askeri harcamaların arttırılması neticesinde oluşabilecek kaynak tahsisindeki bozukluklar ekonomik büyümeyi negatif yönde etkileyebilir (Lim 1983; Faini 1984; Chan 1985 ve 1986;Maizaels ve Nissanke 1986; Grobar ve Gnanaselvam 1993; Roux 1996; Pradhan 2001; Arunatilake vd, 2001; Ra ve Singh 2005; Ali 2011). İktisat literatüründe ülkelerin savunma harcamaları ve diğer harcamaları arasındaki ilişkiyi basitleştirmek amacıyla silah ve tereyağı modeli geliştirilmiştir. Kamu bütçesi oluşturulurken dikkate alınan savunma harcamaları ve söz gelimi tereyağı üretimi ele alınabilir. Bu iki malın üretimi için oluşturulacak kaynak tahsisi önem arz etmektedir. Küresel veya bölgesel ölçekte oluşabilecek çatışma dönemlerinde devletlerin savunma harcamalarına daha fazla ağırlık vermesi beklenebilir(Gürüş vd. 2017; Yazgan vd. 2018; Yıllancı vd. 2021; Karabıyık 2021). Bu çerçevede, çatışmalı ve ulusal güvenliğin yüksek derecede önem arz ettiği bölgelerde ülkeler savunma harcamalarını arttırma eğiliminde olacaktır. Aralarında Türkiye, İsrail, Suudi Arabistan, İran gibi küresel çapta en yüksek askeri harcamaya sahip 20 ülkeden 4'ünün bulunduğu Orta Doğu ve Kuzey Afrika bölgesinde savunma harcamalarının Gayrisafi Yurtiçi Hasılaya oranla ortalama %5 seviyelerinde olduğu gözlemlenmektedir ("SIPRI Military Expenditure Database", 2022). Orta Doğu ve Kuzey Afrika ülkelerinde gözlemlenen yüksek düzeydeki savunma harcamaları, ülke ekonomilerinin üzerindeki yükü gözler önüne sermektedir.

Temel anlamda savunma harcamalarındaki talep, etki-tepki mekanizması ile açıklanabilmektedir(Dune ve Perlo-Freeman, 2003). Örnek olarak aralarında sık sık askeri veya siyasi çatışma yaşayan iki ülke ele alınabilir. Çatışmalı olan bu iki ülke, askeri harcamalarını birbirine eşitleme eğiliminde olacağı beklenebilir. Bu bağlamda çıkabilecek olası bir çatışmaya karşı, ülkeler savunma harcamalarını ve askeri güçlerini rakibinin gerisinde kalmayacak şekilde konumlandırmaya çalışacaklardır. Richardson'ın silahlanma yarışı olarak literatüre kazandırdığı bu teorem üç olası sonucu içermektedir; iki rakip ülkenin yoğun bir şekilde silahlanmaya devam etmesi, iki ülkenin de birlikte silahsızlanması veya iki ülkenin de denge noktasına gelesiyeye kadar silahlanmaya devam etmesi olarak açıklanmaktadır(David Bigelow, "An Analysis of the Richardson Arms Race Model", 2003). Fakat çatışmalı ülkelerin giriştiği silahlanma yarışı aralarındaki tansiyonu yükseltme ihtimali bulunmaktadır. Silahlanma yarışının denge noktasına ulaşmadan ülkeler arasında savaş çıkma olasılığı da bulunmaktadır(Gibler vd., 2005).

Smith, ülkelerin askeri harcamalarını etkileyen faktörleri belirlemeye çalışmıştır (Smith, 1980). Temel olarak ülkelerin cari refah seviyelerini sürdürebilmeleri için gelirlerinin belirli bir kısmını askeri harcamalara ayırmaları gerekmektedir. Fakat buradaki temel soru ülkelerin gelirlerinin ne düzeyde savunma harcamalarına ayırması gerektiğidir. Bu da bölgesel veya küresel güç aktörlerinin savunma politikalarına bağlı olmaktadır.

Orta Doğu ve Kuzey Afrika ülkelerinin yüksek askeri harcama yapmalarının çeşitli nedenleri bulunmaktadır. Mezhepsel, siyasi farklılıklar ve politik rekabetler nedeniyle oluşan silahlı çatışmalara ek olarak terörizm ve iç güvenlik sorunları, bölgede bulunan ülkelerin güvenlik endişelerini arttırmaktadır. (Salamey, 2015)

Bu nedenle bölgedeki ülkelerin gelirlerinin önemli bir kısmını askeri harcamalara tahsis etmesi dolayısıyla ODKA ülkelerinin bütçelerinde önemli bir yük oluşturduğu gözlemlenmektedir. Ayrıca, zengin doğal kaynaklara sahip olan ODKA ülkeleri için doğal kaynaklarını korumak önemli bir unsurdur. Bu nedenle ilgili ülkeler savunma harcamalarını sahip oldukları doğal kaynakları koruma güdüsüyle gerçekleştirmektedir (Ali ve Abdellatif, 2015). Özellikle petrol ihracatçısı olan ülkelerin rejimlerini devam ettirebilmesi için yüksek askeri harcamalarda bulunduğu gözlemlenmektedir. Gayrisafi Milli Hasılasının büyük bir kısmı doğal kaynak gelirlerinden oluşan ülkeler, gelirlerini korumak ve rejimlerinin devamını sağlayabilmek için askeri harcamalarını mümkün olan en yüksek düzeyde tutmaktadırlar. ODKA ülkelerinin askeri harcama ortalamasına yakınsaması çalışmanın birinci araştırma konusunu oluşturmaktadır. Bölgesel veya küresel askeri ortaklıklar ülkelerin siyasi ve ekonomik çıkarlarını koruyabilmesi için önemli unsurlardır. Askeri ortaklıklar kurulduğu zaman ülkeler, bu ortaklık çerçevesinde kendisine düşen görev ve sorumlulukları yerine getirmek ile birlikte askeri harcamalarını düzenlemektedir. Orta Doğu ve Kuzey Afrika ülkeleri için bilinen en önemli siyasi ve askeri aktör Amerika Birleşik Devletleridir. Amerika Birleşik Devletlerinin Irak ve Suriye'deki askeri çatışmaların doğrudan bir tarafı olduğu için ilgili ülkenin askeri harcamalarının ODKA ülkelerinin askeri harcamaları ile kıyaslanması gerekmektedir. Ayrıca İsrail'in, Amerika'nın önemli bir askeri ortağı ve ODKA bölgesinde bulunması nedeniyle kıyaslamaya İsrail'in de katılması gerektiği düşünülmüştür. Bu nedenle ikinci araştırma sorusu, ODKA ülkelerinin savunma harcamalarının Amerika ve İsrail'in savunma harcamalarına yakınsamasının incelenmesi olarak belirlenmiştir.

Silahlanma yarışına alternatif olabilecek bir diğer model ise Rosh (1988) tarafından literatüre kazandırılan güvenlik ağı teoremidir. Bu teoreme göre birbiri ile komşu olan ülkelerin ve birbirlerine uzak veya yakın diğer bütün ülkelerin belirli bir güvenlik gerekçesi ile oluşturduğu bir yapı olarak tanımlanmaktadır. Güvenlik ağını oluşturan ülkelerin yeteri kadar gelişmiş askeri, ekonomik, teknolojik altyapısının bulunmaması durumunda ilgili ülkelerin uzak yerlere askeri operasyon gerçekleştirebilme kapasitesi olmayacağı için yakın komşuları ile olan ilişkileri daha fazla önem arz etmektedir (Rosh, 1988).

Bu çalışmada Orta Doğu ve Kuzey Afrika ülkeleri olarak 12 tane ülke incelemeye alınmıştır. İncelemeye alınan ülkeler ise; Cezayir, Bahreyn, Mısır, İran, İsrail, Ürdün, Kuveyt, Fas, Umman, Suudi Arabistan, Tunus ve Türkiye'dir. Güvenlik ağı yaklaşımı ile incelemeye alınan ülkelerin askeri harcamalarının yakınsama davranışlarının incelenmesi planlanmaktadır. Güvenlik ağına dahil olan ülkelerin askeri harcama eğilimlerinin ağı içindeki diğer ülkeler ile karşılaştırılmasının yapılmasının faydalı olacağı düşünülmektedir (Dune ve Perlo-Freeman, 2003). Bu çalışmada incelenen ODKA ülkelerinin savunma harcamaları için yakınsama analizi kullanılacaktır. Güvenlik ağına dahil olan ülkelerin savunma harcamalarında dengesizliklerin meydana gelebileceği varsayılmakla birlikte ağı dahil olan ülkelerin harcamalarında düşüş, yükseliş veya paralellik olabileceği öngörülebilmektedir. Ayrıca ODKA ülkelerinin genel savunma harcamalarının ortalamasına her bir ülkenin bireysel savunma harcamasının yakınsaması da araştırma konusu olmaktadır. Bir diğer ifade ile her bir ülkenin savunma harcamasının ODKA ortalamasını yakalayıp yakalayamadığı araştırılacaktır. İkinci bir adım olarak ilgili 11 ülkenin savunma harcamalarının İsrail devletinin savunma harcama ortalamasına yakınsaması incelenecektir. İsrail ile yakınsamanın incelenme nedeni ise; İsrail'in Amerika'nın önemli bir müttefiki ve bölgede önemli bir aktör olmasından kaynaklanmaktadır. Üçüncü adım olarak 12 ülkenin savunma harcamasının Amerika Birleşik Devletlerinin savunma harcamasına yakınsaması araştırılacaktır. Amerika Birleşik Devletleri küresel süper güç olarak bölgedeki birçok askeri faaliyeti yürütmesi ve birçok ODKA ülkesinin müttefiki olarak görülmesi sebebiyle karşılaştırmaya dahil edilmiştir. Ayrıca meydana gelen yapısal değişimlerin de ele alınması çalışma için önem arz etmektedir. Ülkelerde yaşanan iç karışıklıklar, bölgedeki ülkeleri yakından ilgilendirecek savaşlar, uluslararası ortamda meydana gelen stratejik olaylar yapısal değişim olarak ele alınacak olup yapılan analize dahil edilecektir.

Bu çalışmadaki ekonometrik analizlerin gerçekleştirilebilmesi için yakınsama analizi kullanılacaktır. Yakınsama hipotezine göre gelişmekte olan veya az gelişmiş ülkelerin marjinal verimliliği gelişmiş ülkelere göre daha yüksek olmaktadır. Bu nedenle az gelişmiş veya gelişmekte olan ülkeler, yüksek marjinal verimlilik oranıyla gelişmiş ülkeleri yakalayabilme potansiyeline sahiptir (Cohen, 1996). Beta yakınsaması düşük gelirli ülkelerin yüksek gelirli ülkelerin büyüme hızına kıyasla daha iyi performans göstermesi sonucunda düşük gelirli ülkelerin yüksek gelirli ülkelerin gelir seviyelerini yakalaması olarak tanımlanabilmektedir. Beta yakınsaması temel olarak  $X$ 'in logaritmasının herhangi bir başlangıç koşulundan durağan duruma yakınsama hızı olarak düşünülebilir (Lee vd. 1996).

Yakınsama hipotezi zaman serisi yöntemi ile kurgulandığı zaman  $y_t^i = \text{Iog}(Y_t^i/\bar{Y}_t)$  olarak alınan eşitlikte  $Y_t^i$  olarak ifade edilen değişken, her bir ülkenin savunma harcamalarının Gayrisafi Yurtiçi Hasılası'na oranını göstermekte iken  $\bar{Y}_t$  ise panele dahil olan bütün ülkelerin savunma harcamalarını GSMH'ya oranının ortalamasını ifade etmektedir. Bu çalışmada kullanılacak olan yakınsama kavramı beta yakınsaması olarak tanımlanmakta olup  $y_t^i$  değişkeninin durağanlığı ile araştırılacaktır. Eğer  $y_t^i$  değişkeni durağan olarak bulunursa yakınsamanın varlığı kabul edilecektir (Yılancı vd., 2020).

## Literatür

Askeri harcamalar temel olarak, devletlerin bütçelerinden belirli bir pay ayırarak gerçekleştirdikleri harcamalar olarak nitelendirilebilir. Dolayısıyla askeri harcamaların ülke ekonomilerine etkileri ilk araştırma sorusu olarak literatürde ortaya çıkmıştır. Bu bağlamda askeri harcamaların ekonomik büyüme arasındaki ilişkinin incelenmesi ile birlikte başlayan literatür, küreselleş-

menin hız kazanmasıyla ülkelerin askeri harcamalarının yakınsama davranışlarının incelenmesi yönüne doğru evrilmesiyle yeni bir alan kazanmıştır. Arvantidis vd. (2014) ilk olarak ülkelerin askeri harcamalarının yakınsama hipotezi ile incelemiştir. Daha sonra askeri harcama yakınsamasıyla ilgili yeni bir literatür gelişmiştir. Bu çerçevede ülkelerin gerçekleştirdiği askeri harcamaların yakınsama davranışları incelenmeye başlanmıştır. Ülkelerin askeri harcama yakınsamaları; ülkelerin içinde bulunduğu coğrafyaya, komşularına, küresel veya bölgesel süper güç konumunda olan ülkelere göre karşılaştırılmaktadır. Ayrıca literatürde son yıllarda, ülkelerin üyesi olduğu askeri, ekonomik veya siyasi işbirliği örgütleri gibi kuruluşların ortalaması baz alınarak yapılan çalışmalarla sıklıkla karşılaşılmaktadır (Güriş vd. 2017; Yazgan vd. 2018; Yılcı vd. 2021; Karabıyık 2021). Bu çerçevede literatür taramasında, yakınsama analizlerinin yapıldığı çalışmalar ağırlıklı olarak ele alınmıştır.

Lau vd. (2015) çalışmalarında doğrusal olmayan yatay kesit bağımlı genişletilmiş Dickey-Fuller (NCADF) testini kullanmışlardır. 37 ülke ve 1988-2012 zaman aralığı için gerçekleştirilen test sonucuna göre ele alınan ülkelerin %53'ünün dünya askeri harcama ortalamasına, %39'unun Almanya'ya, %33'ünün Çin'e, %22'sinin Amerika Birleşik Devletlerine, %11'inin Rusya'ya yakınsadığı tespit edilmiştir. Bu çalışmada ilgi çekici bir tespit olarak Amerika'nın savunma harcamalarının Dünya ortalamasına yakınsamaması olarak bulunmuştur.

Üçler ve Bulut (2021) 27 Nato ülkesini 1993-2018 yılları arasını ele alacak şekilde stokastik yakınsama analizi ile incelemişlerdir. Yapısal kırılmaların dikkate alınmadığı ADF birim kök testi ile tek bir yapısal kırılmayı dikkate alan Zivot Andrews kök testi, iki kırılmalı Narayan Pop birim kök testi ve fourier fonksiyonlarını ele alan Enders Lee birim kök testi kullanılarak gerçekleştirilen birim kök testleri sonucunda yakınsamanın varlığına dair zayıf kanıtlara ulaşılmıştır.

Solarin (2018) çalışmasında 82 ülkenin 1989-2012 yılları arasında küreselleşmenin askeri harcamalar üzerindeki etkisini dinamik panel veri analiziyle incelemiştir. Analiz sonuçlarına göre küreselleşmenin hem reel olarak hem de bütçe üzerindeki pay olarak askeri harcamaları düşürdüğünü tespit etmiştir.

Arvantidis vd. (2014) çalışmalarında toplam 128 ülkenin savunma harcamalarını 1988-2008 yılları arasında sigma ve beta yakınsaması yöntemleriyle incelemişlerdir. Araştırma bulgularına göre yakınsamanın dünya çapında geçerli olduğuna, ayrıca gelişmekte olan ülkelerin diğer ülkelere göre daha hızlı yakınsadığı sonucuna ulaşılmıştır.

Ashrafi vd. (2019) çalışmalarında toplam 13 Ortadoğu ve Kuzey Afrika (ODKA) ülkesini ele alarak 1988-2017 yılları arasında Doğrusal Olmayan Yatay Kesit Bağımlı Arttırılmış Dickey Fuller (NCADF) Birim Kök testi uygulamışlardır. Araştırma bulguları; beş ülkenin bölge ortalamasına yakınsadığı, dört ülkenin İsrail'e yakınsadığı, iki ülkenin İran'a, iki ülkenin de Türkiye'ye yakınsadığı tespit edilmiştir.

Saba (2020) çalışmasında toplam 34 Afrika ülkesini 1995-2015 yılları arasında Phillips ve Sul yöntemini kullanarak incelemiştir. Araştırma sonucunda Afrika ülkeleri arasında herhangi bir yakınsama ilişkisi bulunamamıştır.

Shahbaz vd. (2018) çalışmalarında 104 ülkeyi 1988-2012 yılları arasında incelemişlerdir. Yatay kesit bağımlılığına ve birimler arası korelasyona izin veren panel birim kök testlerinin kullanıldığı bu çalışmada kalıcı veya geçici şokların askeri harcamalar üzerindeki etkisi araştırılmıştır. Çalışma sonuçlarına göre iç ve dış şoklar paneli oluşturan ülkelerin askeri harcamaları üzerinde geçici bir etkiye sahip olduğu bir diğer deyişle kullanılan panel birim kök testleri sonucunda panelin durağan olduğu sonucuna ulaşılmıştır.

Güriş vd. (2017) 1953-2014 yılları arasında NATO ülkelerinin askeri harcamalarının yakınsamasını doğrusal ve doğrusal olmayan birim kök testleri ile incelemişlerdir. Araştırma sonucuna göre Almanya, Yunanistan, Portekiz, İngiltere ve Lüksemburg'un NATO ortalamasına yakınsadığı fakat diğer ülkelerin yakınsama davranışı göstermediği tespit edilmiştir.

Konat (2021) çalışmasında 1960-2019 yılları arasında Türkiye'nin askeri harcamalarının ABD'nin askeri harcamalarına yakınsayıp yakınsamadığını incelemiştir. Fourier birim kök testi kullanılarak analizi gerçekleştirilen çalışmanın sonucuna göre yakınsama tespit edilememiştir.

Demircioğlu Karabıyık (2021) çalışmasında 1993-2019 yılları arasında Ortadoğu ve Kuzey Afrika (ODKA) ülkelerinin savunma harcamalarının yakınsamasını incelemiştir. Panel birim kök testleri kullanılarak yapılan analizin sonucunda beta tipi yakınsama tespit edilmiştir. Fas, Tunus, Ürdün, Türkiye % 10 anlam düzeyinde, Bahreyn, Kuveyt ve Lübnan %5 anlam düzeyinde, Suudi Arabistan ise %1 anlam düzeyinde grup ortalamasına yakınsadığı tespit edilmiştir.

Demircioğlu Karabıyık (2021) çalışmasında 1993-2019 yılları arasında Ortadoğu ve Kuzey Afrika (ODKA) ülkelerinin savunma harcamalarının yakınsamasını incelemiştir. Panel birim kök testleri kullanılarak yapılan analizin sonucunda beta tipi yakınsama tespit edilmiştir. Fas, Tunus, Ürdün, Türkiye % 10 anlam düzeyinde, Bahreyn, Kuveyt ve Lübnan %5 anlam düzeyinde, Suudi Arabistan ise %1 anlam düzeyinde grup ortalamasına yakınsadığı tespit edilmiştir.

Yazgan vd. (2018) çalışmalarında seçilmiş 14 NATO ülkesi için 1960-2014 yılları arasında yakınsama analizi gerçekleştirmişlerdir. Doğrusal olmayan birim kök analizlerinin kullanıldığı çalışma sonuçlarına göre incelenen ülkelerin ABD'nin savunma harcamalarına yakınsama davranışı gösterdiği tespit edilmiştir.

Yılancı vd. (2020) çalışmalarında 1977-2017 yılları arasında 12 ODKA ülkesini ele alarak gerçekleştirdikleri çalışmada Cezayir, Mısır, İsrail, Ürdün, Fas ve Suudi Arabistan'ın grup ortalamasına yakınsadığı, Kuveyt, Fas, Umman, Suudi Arabistan, Tunus ve Türkiye'nin İsrail'e yakınsadığı, Ürdün, Kuveyt, Fas, Umman ve Tunus'un ABD savunma harcamalarına yakınsadığı tespit edilmiştir.

### Yöntem

Bu çalışmada Bahmani-Oskooee vd. (2014) tarafından literatüre kazandırılan panel birim kök testi kullanılacaktır. Bahmani-Oskooee testi temel olarak Carrion-i-Silvestre vd. (2005) testinin genişletilmiş versiyonu olarak düşünülebilir. Carrion-i-Silvestre testi (kısaltma olarak CBL) yapısal kırılmalı panel birim kök testi olarak geliştirilmiştir. CBL testi sadece ani değişimlere izin verecek şekilde yapısal kırılmaları dikkate almaktadır. Ayrıca CBL panel birim kök testi önceden bilinmeyen çoklu yapısal kırılmalara izin vermektedir. Bahmani-Oskooee, CBL panel birim kök testinden farklı olarak yumuşak kırılmaları da içerebilen yeni bir test geliştirmişlerdir. Yumuşak kırılmalar Fourier terimleri ile denkleme dahil edilerek aşağıdaki gibi ifade edilmiştir.

$$y_{i,t} = \alpha_i + \sum_{l=1}^{m_i} \theta_{i,1,l} DU_{i,1,t} + \gamma_{1,k} \sin\left(\frac{2\pi kt}{T}\right) + \gamma_{2,k} \cos\left(\frac{2\pi kt}{T}\right) + u_{i,t} \quad (1)$$

1 numaralı denklemde ifade edilen  $m_i$  ; denklemde meydana gelen ani kırılmaların sayısını göstermekte iken DU ise kukla değişkeni tanımlamaktadır. Kukla değişken tanımlaması aşağıdaki gibi ifade edilebilir.

$$DU_{i,1,t} = \begin{cases} 1 & \text{eger } t > TB_l^i \\ 0 & \text{diger durumlarda} \end{cases}$$

Burada  $TB_l^i$ ; kırılma tarih(ler)'ini göstermektedir. Her bir ülke "i" indisi ile ifade edilmiştir.

Denklemden kukla değişkenler ani, bir diğer ifade ile keskin değişimleri gösterirken trigonometrik terimler ise yumuşak değişimleri tanımlamaktadır. k, t ve T ifadeleri sırasıyla frekans, zaman trendi ve gözlem sayısını belirtmektedir. Serinin durağan olduğunu gösteren temel hipotez ile serinin birim köklü olduğunu ifade eden alternatif hipotezin test istatistiği aşağıdaki gibi gösterilmektedir.

$$z = \frac{\left(\sum_{k=0}^N LM_i - N\bar{\mu}_{LM}\right)^{0.5}}{\sigma_{LM}} \quad (2)$$

2 numaralı denklemde ifade edilen  $\bar{\mu}_{LM}$  ve  $\sigma_{LM}$  sırasıyla LM'nin ortalama ve standart sapmasını ifade etmektedir. LM bir test istatistiğini ifade ettiği gibi panelde ele alınan her bir birim (i) için aşağıdaki gibi hesaplanabilir:

$$LM = \hat{\omega}_i T^{-2} \sum_{t=1}^T \hat{S}_{it}^2$$

Burada  $\hat{\omega}$  ve  $\hat{S}_{it}$  hata terimlerinin kısmi toplamını ifade etmektedir. Ayrıca uzun dönem varyansın HAC tahmincisi de yukarıdaki denklemde ifade edilmiştir.

Bahmani-Oskooee testinde iki numaralı denklemde ifade edilen panel test istatistiği iki adımda hesaplanmaktadır. İlk adımda ani kırılma (m) ve frekans (k) değerleri Bai ve Perron (1998) yöntemine göre hesaplanmaktadır. Öncelikle frekans değerinin bulunabilmesi için k yerine olası frekans değerleri yazılarak 1 numaralı denklem tahmin edilir. Burada en uygun frekans değeri, en küçük Kalıntı Kareler Toplamı (KKT) veren değer seçilmektedir. Seçilen uygun frekans değeri "k\*" olarak denklem 1'de yerine koyulup ilgili denklem tekrar tahmin edilmeye başlanır. En uygun frekans değerinin yerine koyulmasıyla birlikte yapısal kırılma tarihleri ve sayısı KKT minimum yapan m değeri belirlenmektedir. Uygun k ve m değerleri belirlendikten sonra ikinci adım olarak fourier terimlerinin anlamlılığının sınayan F istatistiği aşağıdaki gibi hesaplanmaktadır:

$$F(k^*) = \frac{(KKT_{kısıtlı} - KKT_{kısıtlı}(k^*)) / 2}{KKT_{kısıtlı}(k^*) / (T - q)} \quad (3)$$

3 numaralı eşitlikte  $KKT_{kısıtsız}$ ; fourier terimlerinin dahil olduğu denklemin Kalıntı Kareler Toplamını ifade etmektedir.  $KKT_{kısıtlı}$ ; fourier terimlerinin dahil edilmediği denklemin Kalıntı Kareler Toplamını göstermektedir.

### Veri ve Ampirik Bulgular

Veri seti Stokholm Uluslararası Barış Araştırma Enstitüsü (Stockholm International Peace Research Institute) tarafından yayınlanan verilerden elde edilmiştir. Ülkelerin savunma harcamalarının kendi gelirlerine oranla normalize edilmesi gerektiği için ülkelerin savunma harcamaları Gayrisafi Milli Hasıla'larına oranlanmıştır. Veri seti için kullanılacak olan değişken  $\frac{\text{Savunma Harcaması}_i}{GSMH_i}$  olarak elde edilmiştir. ODKA ülkeleri olarak 12 adet ülke ( Cezayir, Bahreyn, Mısır, İran, İsrail, Kuveyt, Fas, Umman, Suudi Arabistan, Tunus ve Türkiye) ele alınmıştır. Ülkelerin savunma harcama verileri söz konusu olduğunda veriye ulaşmada yaşanan zorluklar sebebi nedeniyle veri seti 1977 yılına kadar geri çekilebilmiştir. Ayrıca veri seti içindeki bazı ülkelerin verileri SIPRI tahmini olmakla birlikte bazı ülkelerin verileri de yüksek oranda belirsiz olduğu belirtilmiştir. Ayrıca 1986 yılında eksik olan Suudi Arabistan'ın verisi için Catmul-Rom Spline interpolasyon yöntemi ile tahmin edilerek ilgili yıldaki eksiklik giderilmiştir.

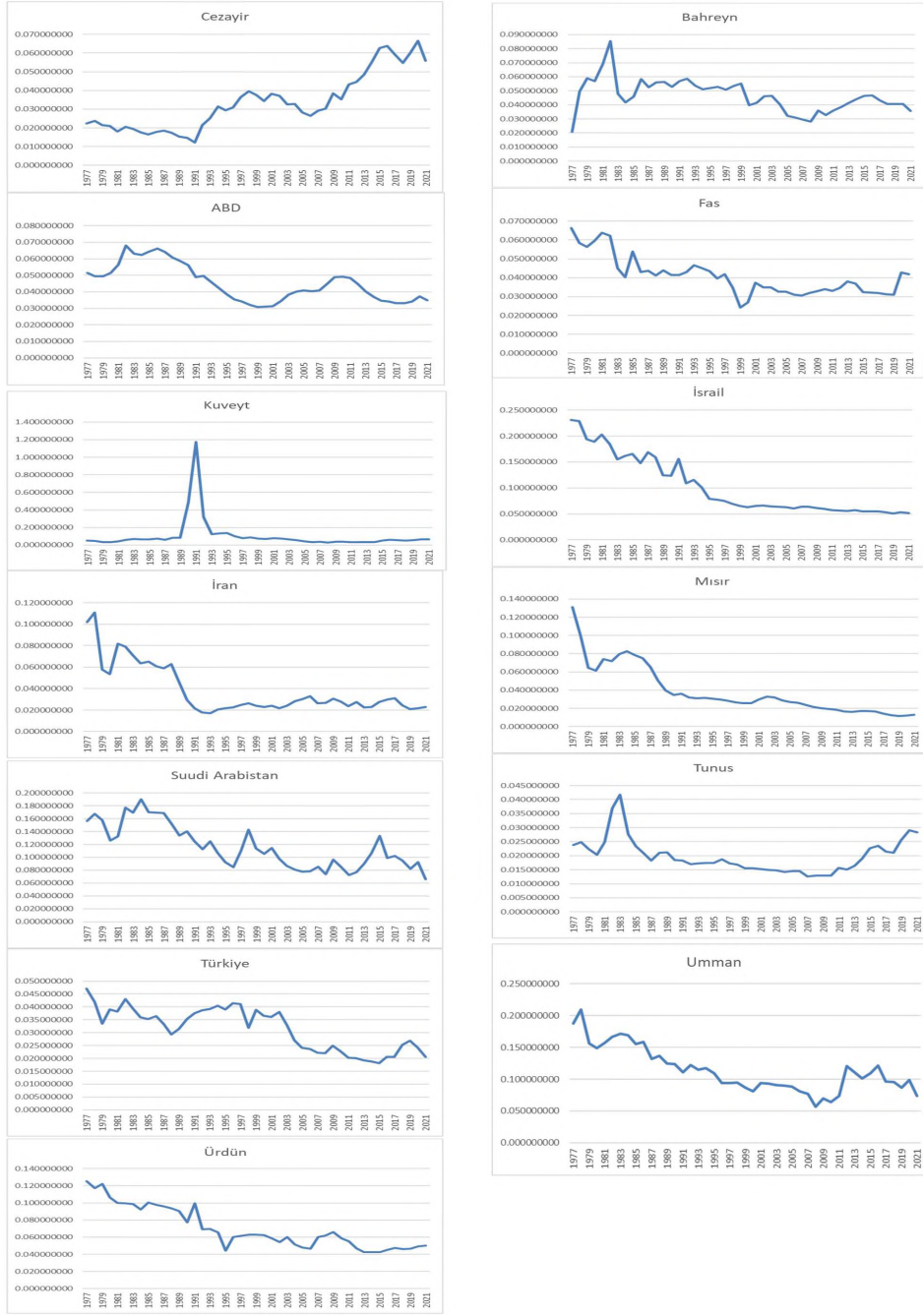
Tablo 1. Tanımlayıcı İstatistikler

| ÜLKELER     | ABD        | BAHREYN  | CEZAYİR         | FAS      | İRAN       | İSRAİL    | KUVEYT       |
|-------------|------------|----------|-----------------|----------|------------|-----------|--------------|
| Ortalama    | 0.045      | 0.0465   | 0.0334          | 0.041    | 0.0380     | 0.1017    | 0.1021       |
| Medyan      | 0.042      | 0.0463   | 0.0309          | 0.039    | 0.0275     | 0.0659    | 0.0597       |
| Maksimum    | 0.068      | 0.0853   | 0.0666          | 0.066    | 0.1111     | 0.2308    | 1.1734       |
| Minimum     | 0.031      | 0.0207   | 0.0121          | 0.024    | 0.0170     | 0.0511    | 0.03         |
| Standart    | 0.011      | 0.0115   | 0.0151          | 0.010    | 0.0232     | 0.0555    | 0.1806       |
| Sapma       |            |          |                 |          |            |           |              |
| Çarpıklık   | 0.541      | 0.5729   | 0.6795          | 0.971    | 1.5351     | 0.9011    | 5.0324       |
| Basıklık    | 2.12       | 4.5848   | 2.4076          | 3.291    | 4.5123     | 2.4058    | 29.279       |
| Jarque-Bera | 3.644      | 7.1712** | 4.121023        | 7.234**  | 21.9628*** | 6.7519 ** | 1484.799 *** |
| ÜLKELER     | KUVEYT     | MISIR    | SUUDİ ARABİSTAN | TUNUS    | TÜRKİYE    | UMMAN     | ÜRDÜN        |
| Ortalama    | 0.1021     | 0.0385   | 0.1160          | 0.0199   | 0.0314     | 0.1137    | 0.0701       |
| Medyan      | 0.0597     | 0.0297   | 0.1068          | 0.0183   | 0.0333     | 0.1093    | 0.0618       |
| Maksimum    | 1.1734     | 0.1311   | 0.1900          | 0.0417   | 0.0471     | 0.2095    | 0.1253       |
| Minimum     | 0.03       | 0.0118   | 0.0659          | 0.0126   | 0.0181     | 0.0569    | 0.0424       |
| Standart    | 0.1806     | 0.0269   | 0.0340          | 0.0061   | 0.0083     | 0.0352    | 0.0243       |
| Sapma       |            |          |                 |          |            |           |              |
| Çarpıklık   | 5.0324     | 1.4493   | 0.5175          | 1.5347   | -0.1403    | 0.7442    | 0.7236       |
| Basıklık    | 29.279     | 4.6658   | 2.0790          | 5.8574   | 1.6468     | 2.8995    | 2.2578       |
| Jarque-Bera | 1484.79*** | 20.95*** | 3.59            | 32.97*** | 3.58       | 4.17      | 4.95*        |

Not: \*, \*\*, \*\*\* sırasıyla %10, %5 ve %1 seviyelerinde test istatistiğinin istatistiksel olarak anlamlı olduğunu ifade etmektedir.

Tablo 1 ile tanımlayıcı istatistikler ifade edilmiştir. ABD ile İsrail'in ortalaması sırasıyla yaklaşık %5 ve %10 olarak görülmektedir. Bahreyn yaklaşık %4,7 ile ABD ortalamasına en yakın ortalamaya sahip ülke olarak gözlemlenmektedir. Fas, Mısır, İran, Cezayir, Türkiye yaklaşık %3.5 ortalama ile Bahreyn'i takip etmektedir. Aşırı değerler gözlemlenen veri setlerinde medyan değerleri daha doğru bilgi vermektedir. Fakat veri setlerinde aşırı değerler bulunmadığı için ortalama ve medyan değerlerinin birbirine yakın olduğu gözlemlenmektedir. Veri setlerinde maksimum gözlem değerine sahip olan ülke Kuveyt olmakla birlikte minimum gözlem değerine sahip ülke ise Mısır'dır. Standart sapmanın en fazla ve en düşük olan ülkeler sırasıyla Kuveyt ve Tunus olarak gözlemlenmiştir. Ülke veri setlerinin normalliği incelendiğinde ise; Amerika Birleşik Devletleri, Cezayir, Suudi Arabistan, Türkiye ve Umman'ın verilerinin normal dağıldığı tespit edilebilmektedir. Buna karşılık Bahreyn, Fas, İsrail, %5 anlamlılık düzeyinde normal dağılmadığı gözlemlenmiştir. İran, Kuveyt, Mısır, Tunus da %1 anlamlılık düzeyinde normal dağılmadığı bulunmuştur. Ürdün ise %10 anlamlılık düzeyinde normal dağılmamaktadır.

Şekil 1 incelendiğinde aşırı değerle göze çarpan Kuveyt'in 1991 yılındaki savunma harcaması olmuştur. Körfez savaşının yaşandığı yıllarda Kuveyt'in milli gelirinin neredeyse tamamından fazlasını savunma harcamalarına ayırdığı gözlemlenmektedir. İsrail'in de körfez savaşı patlak verdiği zaman savunma harcamaları yükünün arttığı ilk göze çarpanlar arasına girmektedir. Kardak krizinin yaşandığı 1995-1996 yıllarında Türkiye'nin askeri harcama yükünün %4 gibi bir oranla nispeten yüksek düzeyde olduğu, 1998'den sonra günümüze kadar %3 ve %2 dolaylarında seyrettiği gözlemlenmiştir.



Şekil 1. Ülkelerin Savunma Harcama/GSMH Grafikleri

Yakınsama hipotezinin test edilmesi için Lau vd. (2016) önerisi izlenerek  $y_{it} = \ln(x_{i,t}/\bar{x}_t)$  eşitliğinin durağanlığı araştırılacaktır. Burada  $x_{i,t}$  olarak ifade edilen değişken;  $i$ 'inci ülkenin savunma harcamalarının kendi Gayrisafı Milli Hasılası'na oranını göstermektedir.  $\bar{x}_t$  olarak ifade edilen değişken ise ele alınan 12 Orta Doğu ve Kuzey Afrika ülkesinin savunma harcama ortalamasını göstermektedir. Burada savunma harcamalarının ve milli gelire oranı kullanılarak yukarıda ifade edilen eşitliğin durağanlığı araştırılacaktır. Böylece ülkelerde veya bölgede meydana gelen çatışma dönemlerinde oluşan yapısal kırılmaların veya değişimlerin yakalanması hedeflenmektedir. Bu çalışmada ilk olarak bölge içinde ele alınan ülkelerin savunma harcama oranlarının ortalamasına göre yakınsama analizi gerçekleştirilecektir. Daha sonra İsrail'in savunma harcama oranının ortalaması baz alınarak yakınsama analizi uygulanacaktır. Amerika Birleşik Devletleri'nin savunma harcama oranının ortalaması baz alınarak yakınsama analizi yapıldıktan sonra uygulama tamamlanacaktır.

Yatay kesit bağımlılığın test sonuçlarının gösterildiği tablo 2'ye bakıldığında homojenlik varsayımı ile çalışan Baltagi, Feng ve Kao(2012) testine göre yatay kesit bağımlılığının bulunmadığını ifade eden temel hipotez %1, %5 ve %10 anlamlılık düzeylerinde



**Tablo 2.** Yatay Kesit Bağımlılık Testleri Sonuçları

| Test İsmi   | Test İstatistiği | Olasılık Değeri |
|---|------------------|-----------------|
| Breusch-Pagan (1980) LM Testi                       | 1070.111***      | 0.0000          |
| Pesaran(2004) Scaled LM                             | 87.39665***      | 0.0000          |
| Baltagi, Feng ve Kao(2012) Bias-Corrected Scaled Lm | 87.26029***      | 0.0000          |
| Pesaran 2004 CD Testi                               | 19.20114***      | 0.0000          |

Not: \*\*\* %1 anlamlılık seviyesinde test istatistiğinin istatistiksel olarak anlamlı olduğunu ifade etmektedir.

reddedilmektedir. Hem homojenlik hem de heterojenlik varsayımı altında çalışan Pesaran(2004) Scaled LM, Pesaran 2004 CD Testlerine göre yatay kesit bağımlılığının bulunmadığını ifade eden temel hipotez %1, %5 ve %10 anlamlılık düzeylerinde reddedilmektedir.

Uygulanacak olan Bahmani-Oskooee testi hem yatay kesit bağımlılığını hem de heterojenliği dikkate almaktadır. Bu doğrultuda heterojenliği dikkate alan ve yatay kesit bağımlılığını araştıran testlerin sonucuna göre hareket edilebilir. Tablo 2’de de ifade edildiği gibi heterojenlik varsayımı altında çalışan testler, yatay kesit bağımlılığını ifade eden alternatif hipotezlerini reddedememiştir. Tablo 3’de Orta Doğu ve Kuzey Afrika Ülkeleri’nin ortalamasına koşullu yakınsaması için uygulanan Bahmani-Oskooee testi sonuçları verilmektedir. Carrion-i-Silvestre ve Fourier F istatistikleri bootstrap yöntemi ile 10.000 tekrar sonucunda elde edilmiştir. Homojen panel test sonucuna göre temel hipotez; paneli oluşturan ülkelerin tamamının ODKA ortalamasına yakınsadığını (durağan olduğunu) ifade etmektedir. Alternatif hipotez ise paneli oluşturan ülkelerin tamamının ODKA ortalamasına yakınsamadığını (birim köklü olduğunu) göstermektedir. Heterojen test sonucuna göre ise temel hipotez; paneli oluşturan ülkelerin tamamının ODKA ortalamasına yakınsadığını (durağan olduğunu) gösterirken. Alternatif hipotez ise paneli oluşturan bazı ülkelerin ODKA ortalamasına yakınsamadığını (birim köklü olduğunu) ifade etmektedir. Heterojen panel test sonucuna bakıldığında 3.053 olan test istatistiğinin 1.053 olan %5 anlamlılık düzeyinden büyük olması nedeni ile temel hipotezin reddedilebileceği anlaşılmaktadır. Sonuç olarak paneli oluşturan ülkelerin bazılarının ODKA ortalamasına yakınsamadığı bir diğer ifade ile birim köklü olduğu tespit edilmiştir. Ani kırılma tarihlerinin 1989-1992 yılları arasında sıklıkla görülmesinin nedeni ise 1990-1991 yılları arasında gerçekleşen 1. Körfez savaşını işaret etmektedir. Körfez savaşının yaşandığı yıllara yakın tarihlerde ülkelerin savunma harcamalarında büyük ve ani bir değişimin olduğu ülkelerin savunma harcama grafiklerinden de tespit edilmiştir. Uygulanan test sonucunda da Körfez savaşı yılları arasında ortaya çıkan ani kırılma tarihleri bu durumu destekler niteliktedir. Bahmani-Oskooee testinde temel hipotez ilgili birimin durağan olduğunu ifade etmektedir. Alternatif hipotez ise ilgili birimin birim köklü olduğunu ifade etmektedir. Bahreyn, Ürdün, Kuveyt, Türkiye ve Suudi Arabistan’ın %5 anlamlılık seviyesinde ODKA ortalamasına yakınsadığı görülmektedir. Yumuşak geçişlerin anlamlılığını sınavan F istatistiklerine bakıldığında ise fourier fonksiyonları neredeyse bütün ülkelerde %5 düzeyinde istatistiksel olarak anlamlı bulunmuştur.

Tablo 3’de ODKA ortalamasına göre gerçekleştirilen analiz tablo 4’de İsrail ortalamasına göre uygulanmıştır. Bölgede ABD’nin en önemli askeri ve siyasi ortağı olması sebebiyle İsrail’in savunma harcamalarının analizinin yapılması bölge dinamiklerinin anlaşılması açısından önem arz etmektedir.

**Tablo 3.** ODKA Ortalamasına göre Koşullu  $\beta$  Yakınsama Sonuçları

| Ülkeler                            | Test<br>İst. | Kritik Değerler |        |        | Ani<br>Kırılma<br>Tarihleri          | Uygun<br>Frekans<br>Uzunluğu | F İst. | Kritik Değerler |       |       |
|------------------------------------|--------------|-----------------|--------|--------|--------------------------------------|------------------------------|--------|-----------------|-------|-------|
|                                    |              | 90%             | 95%    | 99%    |                                      |                              |        | 90%             | 95%   | 99%   |
| <i>Cezayir</i>                     | 0.1539       | 0.0587          | 0.0728 | 0.1048 | 1980<br>1991<br>2008<br>2014         | 3                            | 24.66  | 2.59            | 3.44  | 5.49  |
| <i>Bahreyn</i>                     | 0.1640       | 0.1671          | 0.2174 | 0.3376 | 1999                                 | 4                            | 4.74   | 2.46            | 3.27  | 5.03  |
| <i>Mısır</i>                       | 0.1899       | 0.0484          | 0.0579 | 0.0769 | 1983<br>1987<br>1997<br>2011<br>2016 | 3                            | 18.97  | 2.48            | 3.27  | 5.46  |
| <i>İran</i>                        | 0.3153       | 0.1407          | 0.1800 | 0.2659 | 1989                                 | 1                            | 7.71   | 2.44            | 3.21  | 5.19  |
| <i>İsrail</i>                      | 0.1673       | 0.0406          | 0.0460 | 0.0560 | 1989                                 | 4                            | 3.79   | 2.47            | 3.28  | 5.08  |
| <i>Ürdün</i>                       | 0.0421       | 0.0531          | 0.0620 | 0.0816 | 1982<br>1988<br>1994<br>1998<br>2009 | 4                            | 26.31  | 2.43            | 3.20  | 5.02  |
| <i>Kuveyt</i>                      | 0.0593       | 0.1175          | 0.1479 | 0.2162 | 1985<br>1994<br>2010                 | 1                            | 29.678 | 2.344           | 3.053 | 5.055 |
| <i>Fas</i>                         | 0.3331       | 0.0817          | 0.1030 | 0.1503 | 1982<br>1997                         | 5                            | 8.85   | 2.44            | 3.22  | 5.17  |
| <i>Umman</i>                       | 0.6537       | 0.0503          | 0.0585 | 0.0787 | 1988<br>1995<br>2007<br>2011<br>2016 | 2                            | 2.77   | 2.50            | 3.32  | 5.33  |
| <i>Suudi Arabistan</i>             | 0.1300       | 0.1065          | 0.1381 | 0.2044 | 1994                                 | 3                            | 18.91  | 2.39            | 3.17  | 4.97  |
| <i>Tunus</i>                       | 0.1005       | 0.0353          | 0.0411 | 0.0532 | 1980<br>1984<br>1991<br>2000<br>2013 | 5                            | 6.76   | 2.44            | 3.24  | 5.19  |
| <i>Türkiye</i>                     | 0.0822       | 0.1753          | 0.2311 | 0.3862 | 2003                                 | 2                            | 5.12   | 2.44            | 3.24  | 5.28  |
| <i>Homojen Panel Test Sonucu</i>   | 0.2934       | -0.621          | -0.199 | 0.831  |                                      |                              |        |                 |       |       |
| <i>Heterojen Panel Test Sonucu</i> | 3.053        | 0.526           | 1.053  | 2.1985 |                                      |                              |        |                 |       |       |

**Tablo 4.** İsrail Savunma Harcama Ortalamasına göre Koşullu  $\beta$  Yakınsama Sonuçları

| Ülkeler                         | Test İst. | Kritik Değerler |        |        | Ani Kırılma Tarihleri                | Uygun Frekans Uzunluğu | F İst. | Kritik Değerler |      |      |
|---------------------------------|-----------|-----------------|--------|--------|--------------------------------------|------------------------|--------|-----------------|------|------|
|                                 |           | 90%             | 95%    | 99%    |                                      |                        |        | 90%             | 95%  | 99%  |
| <i>Cezayir</i>                  | 0.1539    | 0.0589          | 0.0726 | 0.1090 | 1980<br>2008<br>2014                 | 3                      | 24.66  | 2.62            | 3.50 | 5.76 |
| <i>Bahreyn</i>                  | 0.1640    | 0.1721          | 0.2246 | 0.3446 | 1999                                 | 4                      | 4.74   | 2.47            | 3.20 | 5.12 |
| <i>Mısır</i>                    | 0.1899    | 0.0488          | 0.0586 | 0.0795 | 1983<br>1987<br>1997<br>2011<br>2016 | 3                      | 18.97  | 2.56            | 3.40 | 5.28 |
| <i>İran</i>                     | 0.3153    | 0.1387          | 0.1816 | 0.2650 | 1989                                 | 1                      | 7.71   | 2.38            | 3.18 | 5.12 |
| <i>Ürdün</i>                    | 0.0421    | 0.0523          | 0.0618 | 0.0823 | 1985<br>1994<br>2010                 | 4                      | 26.31  | 2.46            | 3.21 | 5.36 |
| <i>Kuveyt</i>                   | 0.0593    | 0.1169          | 0.1478 | 0.2193 | 1989<br>1993                         | 1                      | 29.67  | 2.36            | 3.12 | 4.83 |
| <i>Fas</i>                      | 0.3331    | 0.0805          | 0.1015 | 0.1493 | 1982<br>1997                         | 5                      | 8.85   | 2.44            | 3.24 | 5.23 |
| <i>Umman</i>                    | 0.6537    | 0.0487          | 0.0570 | 0.0752 | 1988<br>1995<br>2007<br>2011<br>2016 | 2                      | 2.77   | 2.56            | 3.39 | 5.50 |
| <i>Suudi Arabistan</i>          | 0.1300    | 0.1092          | 0.1402 | 0.2115 | 1994                                 | 3                      | 18.91  | 2.42            | 3.22 | 5.20 |
| <i>Tunus</i>                    | 0.1005    | 0.0359          | 0.0417 | 0.0545 | 1980<br>1984<br>1991<br>2000<br>2013 | 5                      | 6.76   | 2.42            | 3.28 | 5.47 |
| <i>Türkiye</i>                  | 0.0822    | 0.1742          | 0.2318 | 0.3718 | 2003                                 | 2                      | 5.12   | 2.46            | 3.24 | 5.14 |
| <i>Homojenlik Test Sonucu</i>   | 0.5977    | -0.272          | 0.156  | 1.104  |                                      |                        |        |                 |      |      |
| <i>Heterojenlik Test Sonucu</i> | 3.45      | 0.859           | 1.409  | 2.551  |                                      |                        |        |                 |      |      |

İsrail savunma harcama ortalamasına göre koşullu beta yakınsama sonuçları tablo 4’de verilmiştir. Homojenlik test sonucunda 3.45 olarak bulunan değer %5 anlam düzeyindeki 1.409 kritik değerinden büyük olduğu gözlemlenmiştir. Bu nedenle ODKA ortalamasına benzer olarak bazı ülkelerin İsrail ortalamasına yakınsamadığını ifade eden alternatif hipotez reddedilememiştir.

Bahreyn, Ürdün, Kuveyt, Suudi Arabistan, Türkiye'nin %5 önem düzeyinde durağan olduğu, bir başka ifade ile İsrail'in savunma harcama oranlarına yakınsadığı tespit edilmiştir. Uygulanan test genel olarak değerlendirildiğinde ani kırılma tarihlerinin 1. Körfez savaşını işaret ettiği tespit edilmiştir. Ayrıca 2010 yılında başlayan Arap Baharı'nın ülkelerin savunma harcamalarına etkisi ani kırılma tarihlerinin 2010 yılı ve etrafında ortaya çıkmasıyla gözlemlenmiştir.

**Tablo 5.** ABD Savunma Harcama Ortalamasına göre Koşullu  $\beta$  Yakınsama Sonuçları

| Ülkeler                         | Test İst. | Kritik Değerler |        |        | Ani Kırılma Tarihleri                | Uygun Frekans Uzunluğu | F İst. | Kritik Değerler |      |      |
|---------------------------------|-----------|-----------------|--------|--------|--------------------------------------|------------------------|--------|-----------------|------|------|
|                                 |           | 90%             | 95%    | 99%    |                                      |                        |        | 90%             | 95%  | 99%  |
| <i>Cezayir</i>                  | 0.1539    | 0.0589          | 0.0726 | 0.1090 | 1980<br>2008<br>2014                 | 3                      | 24.66  | 2.62            | 3.50 | 5.76 |
| <i>Bahreyn</i>                  | 0.1640    | 0.1721          | 0.2246 | 0.3446 | 1999                                 | 4                      | 4.74   | 2.47            | 3.20 | 5.12 |
| <i>Mısır</i>                    | 0.1899    | 0.0488          | 0.0586 | 0.0795 | 1983<br>1987<br>1997<br>2011<br>2016 | 3                      | 18.97  | 2.56            | 3.40 | 5.28 |
| <i>İran</i>                     | 0.3153    | 0.1387          | 0.1816 | 0.2650 | 1989                                 | 1                      | 7.71   | 2.38            | 3.18 | 5.12 |
| <i>Ürdün</i>                    | 0.0421    | 0.0523          | 0.0618 | 0.0823 | 1985<br>1994<br>2010                 | 4                      | 26.31  | 2.46            | 3.21 | 5.36 |
| <i>Kuveyt</i>                   | 0.0593    | 0.1169          | 0.1478 | 0.2193 | 1989<br>1993                         | 1                      | 29.67  | 2.36            | 3.12 | 4.83 |
| <i>Fas</i>                      | 0.3331    | 0.0805          | 0.1015 | 0.1493 | 1982<br>1997                         | 5                      | 8.85   | 2.44            | 3.24 | 5.23 |
| <i>Umman</i>                    | 0.6537    | 0.0487          | 0.0570 | 0.0752 | 1988<br>1995<br>2007<br>2011<br>2016 | 2                      | 2.77   | 2.56            | 3.39 | 5.50 |
| <i>Suudi Arabistan</i>          | 0.1300    | 0.1092          | 0.1402 | 0.2115 | 1994                                 | 3                      | 18.91  | 2.42            | 3.22 | 5.20 |
| <i>Tunus</i>                    | 0.1005    | 0.0359          | 0.0417 | 0.0545 | 1980<br>1984<br>1991<br>2000<br>2013 | 5                      | 6.76   | 2.42            | 3.28 | 5.47 |
| <i>Türkiye</i>                  | 0.0822    | 0.1742          | 0.2318 | 0.3718 | 2003                                 | 2                      | 5.12   | 2.46            | 3.24 | 5.14 |
| <i>Homojenlik Test Sonucu</i>   | 0.5977    | -0.272          | 0.156  | 1.104  |                                      |                        |        |                 |      |      |
| <i>Heterojenlik Test Sonucu</i> | 3.45      | 0.859           | 1.409  | 2.551  |                                      |                        |        |                 |      |      |

ABD savunma harcamalarına göre yakınsama sonuçlarına bakıldığı zaman ise sonucun İsrail ile benzer olduğu tespit edilmiştir. Homojenlik test sonucuna göre bazı ülkelerin savunma harcama oranlarının ABD savunma harcama ortalamasına yakınsamadığı bulunmuştur. Bir diğer ifade ile bazı ülkelerin savunma harcama oranlarının birim köklü olduğunu ifade eden alternatif hipotez reddedilememektedir. Ülke bazında birim kök testi sonuçları incelendiği zaman ise Amerika'ya müttefik konumda olan Bahreyn, Ürdün, Kuveyt, Suudi Arabistan, Türkiye'nin savunma harcama oranlarının ABD savunma harcamalarına yakınsadığı bir başka ifade ile ilgili ülkelerin savunma harcama oranlarının durağan olduğu tespit edilmiştir. Ayrıca fourier terimlerinin anlamlılığını sınavan F istatistiklerinin ise Umman %10 önem seviyesinde olmak üzere diğer bütün ülkelerin %5 önem seviyesinde istatistiksel olarak anlamlı olduğu tespit edilmiştir. Amerika ile müttefiklik ilişkisi içerisinde olan Arap ülkelerinin savunma harcamalarının Amerika'ya yakınsaması beklenen bir durumdur. Özellikle Amerika'nın Orta Doğu politikasına paralel çizgi içinde olan ve Amerika'dan yoğun bir şekilde silah ve askeri teçhizat satın alımı yapan Suudi Arabistan'ın savunma harcama oranlarının Amerika'ya yakınsaması iktisadi beklentilere uyumlu çıkmıştır.

### Sonuç

Bu çalışmada doğrusal olmayan bir yaklaşım takip edilerek Orta Doğu ve Kuzey Afrika ülkelerinin savunma harcamalarının Gayrisafi Milli Hasıllarına oranı alınarak kendi ortalamalarına, İsrail'e, ABD savunma harcama oranlarına göre yakınsama davranışları birim kök analiziyle incelenmiştir. Ani kırılmaların ve yumuşak geçişlerin birlikte dikkate alan, yatay kesik bağımlılığın ve birimler arası heterojenliği dikkate almasıyla diğer birim kök testlerine kıyasla önemli avantajlara sahip olan Bahmani-Oskooee birim kök testi kullanılmıştır.

Stockholm Uluslararası Barış Araştırmaları Enstitüsü'nün (SIPRI) yayınladığı veriler kullanılarak 1977-2021 yılları arasındaki 12 ODKA ülkesinin savunma harcama oranlarının analiz edildiği bu çalışma yeni veri setinin kullanılması nedeniyle özgün değer taşımaktadır.

F testi sonuçlarının incelenmesiyle bütün ülkelerin fourier terimlerinin istatistiki olarak anlamlı olduğu tespit edilmiştir. Bu netice ile fourier terimlerini modele dahil eden bir panel birim kök testinin uygulanma gerekliliği yerine getirilmiştir.

ODKA ülkelerinin ortalamaları ele alındığında güvenlik ağı teoremine uygun olarak Bahreyn, Ürdün, Kuveyt ve Suudi Arabistan ve Türkiye'nin savunma harcama oranlarının panel ortalamasına yakınsadığı tespit edilmiştir. Ayrıca Körfez savaşı, Arap Baharı gibi siyasi ve askeri olayların ani kırılma tarihlerinde gözlemlenmesi uygulanan testin güçlü yanlarını ortaya çıkarmaktadır.

İsrail ile ABD ortalamasına göre yakınsamanın araştırılması neticesinde Bahreyn, Ürdün, Kuveyt, Suudi Arabistan ve Türkiye yakınsama davranışı göstermektedir. Amerika'nın Orta Doğu politikalarına uygun hareket eden Arap ülkelerinin yakınsama davranışı göstermesi teorik beklentilere uygun olduğu anlaşılmıştır. Ayrıca Suudi Arabistan ve Türkiye'nin bölgesel süper güç olma hedefleri doğrultusunda İsrail'in savunma harcamalarına yakınsama göstermeleri önemli bir bulgu olarak değerlendirilmektedir. Nato ülkesi olarak Türkiye'nin, ABD'nin savunma harcama ortalamasına yakınsama göstermesinin de teorik beklentiler ile uyumlu olduğu tespit edilmiştir.

İran'ın uzun süredir batılı devletler ve ABD'nin çeşitli yaptırımlarına maruz kalması, Amerika ve İsrail ile siyasi, askeri, ekonomi gibi birçok konuda şiddetli anlaşmazlık yaşaması nedeniyle ilgili ülkelere yakınsama göstermemesi beklenen bir durum olmaktadır.

Sonuç olarak ABD ve İsrail'in savunma harcamalarının ayrıca dikkate alınması, bulunan sonuçların da gösterdiği gibi analiz için yararlı tespitlere ulaşılmasına neden olmuştur. Lau vd. (2019), Ali (2012), Yazgan vd. (2018) çalışmalarının sonuçlarına benzer olarak Amerika Birleşik Devletlerine yakınsama gösteren ülkeler bulunmuştur. Panel ortalamasına yakınsama gösteren ülkelerin bulunması ile de Demircioğlu Karabıyık (2021) çalışmasını destekleyen sonuçlar elde edilmiştir. İsrail'e yakınsama gösteren ülkelerin bulunması ile de Yılcı vd. (2020) çalışmasında bulunan sonuçlar desteklenmiştir.

**Hakem Değerlendirmesi:** Dış bağımsız.

**Çıkar Çatışması:** Yazar çıkar çatışması bildirmemiştir.

**Finansal Destek:** Yazar bu çalışma için finansal destek almadığını beyan etmiştir.

**Peer Review:** Externally peer-reviewed

**Conflict of Interest:** The author has no conflict of interest to declare.

**Grant Support:** The author declared that this study has received no financial support.

**ORCID:**

Sezer Belliler 0000-0001-8141-6347

**KAYNAKLAR / REFERENCES**

- Ali, H. E. (2012). Military expenditures and inequality in the Middle East and North Africa: a panel analysis. *Defence and Peace Economics*, 23(6), 575-589.
- Arunatilake, N., S. Jayasuriya, and S. Kelegama. (2001). The Economic Cost of the War in Sri Lanka, *World Development*, vol. 39, n. 9, pp. 1483-1500.
- Arvanitidis, P., Kollias, C., & Anastasopoulos, K. (2014). Is there an international convergence in defence burdens? Some initial findings. *Peace Economics, Peace Science and Public Policy*, 20(4), 611-620.
- Ashrafi, Y., Noury, R., Mohammadpoor, S. (2019). Defense Expenditure Convergence in Selected MENA Countries: Nonlinear NCADF Approach. *Strategic Management Studies of National Defence Studies*, 9(36), 374-353.
- Athanassiou, E., Kollias, C., Nikolaidou, E., & Zografakis, S. (2002). Greece: Military Expenditure, Economic Growth, and the Opportunity Cost of Defense. In *Arming the South* (pp. 291-317). Palgrave Macmillan, London.
- Baltagi, B. H, Feng, Q. and Kao C. (2012). A Lagrange Multiplier test for Cross-sectional Dependence in a Fixed Effects Panel Data Model. *Journal of the Econometrics*, 170, 164-177.
- Breusch, T. S. and Pagan, A.R. (1980). The Lagrange Multiplier Test and Its Applications to Model Specification Tests in Econometrics. *Review of Economic Studies*, 47, 239-53.
- Chan, S. (1985). The Impact of Defense Spending on Economic Performance: A Survey of Evidence and Problems, *American Economics Review*, vol. 29, n. 2, pp. 403-434.
- Chan, S. (1986). Military Expenditure and Economic Performance, *World Military Expenditures and Arms Transfers*. Washington, D.C.: Arms Control and Disarmaments Agency.
- Cohen, D. (1995). Tests of the convergence Hypothesis': Some Further Results. *DISCUSSION PAPER SERIES-CENTRE FOR ECONOMIC POLICY RESEARCH LONDON*.
- David Bigelow, "An Analysis of the Richardson Arms Race Model", 2003, <https://pdfs.semanticscholar.org/dda7/0e8615b1b80f845f669d7d92526434468a4f.pdf> (Erişim Tarihi; 21 February 2019).
- Dunne, J. P., & Tian, N. (2013). Military expenditure and economic growth: A survey. *The economics of peace and security journal*, 8(1).
- Dunne, P., & Perlo-Freeman, S. (2003). The demand for military spending in developing countries. *International Review of Applied Economics*, 17(1), 23-48.
- Faini, R. (1984). Defense Spending, Economic Structure, and Growth: Evidence Among Countries and Over Time, *Economic Development and Cultural Change*, vol. 32, n.3, April, pp. 487-498
- Gibler, D. M., Rider, T. J., & Hutchison, M. L. (2005). Taking arms against a sea of troubles: Conventional arms races during periods of rivalry. *Journal of Peace Research*, 42(2), 131-147.
- Grobar, L.M., and S. Gnanaselvam. (1993). The Economic Effects of the Sri Lankan Civil War, *Economic Development and Cultural Change*, vol. 41, n. 4, pp. 395-405.
- Güriş, S., Güriş, B., & Tıraşoğlu, M. (2017). Do military expenditures converge in NATO countries? Linear and nonlinear unit root test evidence. *Theoretical & Applied Economics*, 24(2).
- Hamid E. Ali and Omnia A. Abdellatif, "Military Expenditures and Natural Resources: Evidence from Rentier States in the Middle East and North Africa", *Defence and Peace Economics*, Vol. 26, No 1, 2015, p. 5-13.
- Imad Salamey, "Post-Arab Spring: Changes and Challenges", *Third World Quarterly*, Vol. 36, No 1, 2015, p. 111-129.
- Jushan Bai and Pierre Perron, "Estimating and Testing Linear Models with Multiple Structural Changes", *Econometrica*, Vol. 66, No 1, 1998, p. 47-78.
- Karabiyik, E. D. (2021). Orta Doğu Ve Kuzey Afrika Ülkelerinde savunma harcamalarının yakınsaması için ampirik bir analiz. *Kafkas Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*, 12(23), 147-159.
- Kollias, C., & Paleologou, S. M. (2003). Domestic political and external security determinants of the demand for Greek military expenditure. *Defence and Peace Economics*, 14(6), 437-445.
- Kollias, C., Paleologou, S. M., Tzeremes, P., & Tzeremes, N. (2018). The demand for military spending in Latin American countries. *Latin American Economic Review*, 27(1), 1-17.
- Lau, C. K. M., Demir, E., & Bilgin, M. H. (2016). A nonlinear model of military expenditure convergence: Evidence from nonlinear unit root test. *Defence and Peace Economics*, 27(3), 392-403.
- Lee, K., Pesaran, M. H., & Smith, R. (1997). Growth and convergence in a multi-country empirical stochastic Solow model. *Journal of applied Econometrics*, 12(4), 357-392.
- Lim, D. (1983). Another Look at Growth and Defense in Less Developed Countries, *Economic Development and Cultural Change*, vol. 31, pp. 377- 384.
- Maizaels, A., and K. Nissanke. (1986). The Determinants of Military Expenditures in Developing Countries, *World Development*, vol. 14, pp. 1125-1140.
- Pesaran, M.H. (2004). General Diagnostic Tests for Cross Section Dependence in Panels. *Cambridge Working Papers in Economics*, No. 435.

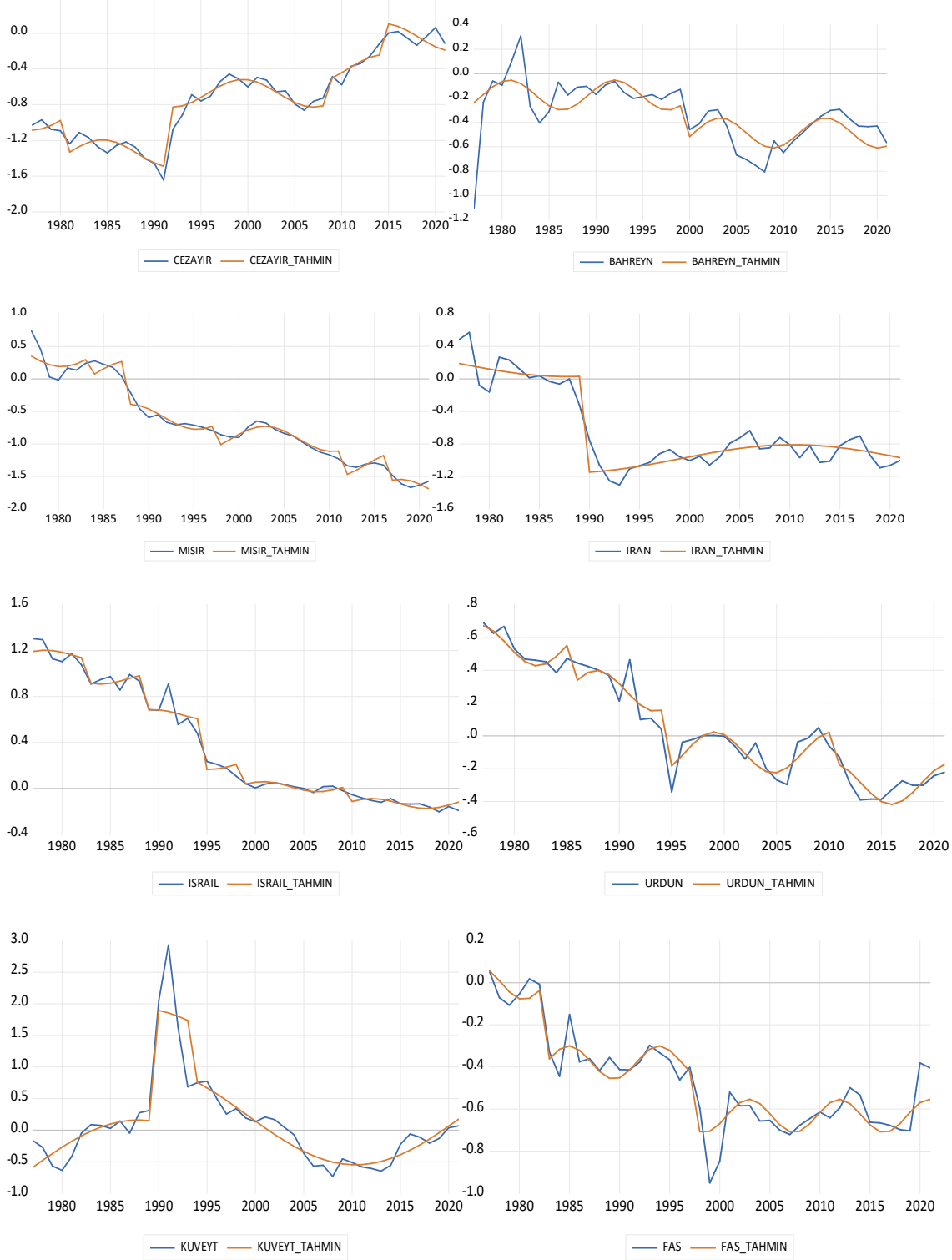
- Pradhan, G. (2001). Economic Costs of Sri Lanka's Ethnic Conflict, *Journal of Contemporary Asia*, vol. 31, pp. 375-384.
- Ra, S., and B. Singh. (2005). Measuring the Economic Costs of Conflict, Working paper Series No. 2. Nepal Resident Mission, Asian Development Bank.
- Ron P. Smith, "The Demand for Military Expenditure", *The Economic Journal*, Vol. 90, No 360, 1980, p. 811-820
- Ron P. Smith, "The Demand for Military Expenditure: A Correction", *The Economic Journal*, Vol. 97, No 388, 1987, p. 989-990.
- Roux, A. (1996). Defense Expenditures and Economic Growth in South Africa, *Journal for Studies in Economics and Econometrics*, vol. 20, pp. 19-34.
- Saba, C. S. (2020). Military expenditure and security outcome convergence in africa: An application of the club clustering approach. *African Security*, 13(3), 260-295.
- Sezgin, S., & Yildirim, J. (2002). The demand for Turkish defence expenditure. *Defence and Peace Economics*, 13(2), 121-128.
- Shahbaz, M., Khraief, N., Kumar Mahalik, M., & Khan, S. (2018). Military Spending Response to Defense Shocks? International Evidence. *SIPRI Military Expenditure Database*, Stockholm International Peace Research Institute SIPRI, 2018 , <https://www.sipri.org/databases/milex> (Erişim Tarihi 28.07.2022).
- Solarin, S. A. (2018). Determinants of military expenditure and the role of globalisation in a cross-country analysis. *Defence and Peace Economics*, 29(7), 853-870.
- Ucler, G., & Bulut, U. (2021). Re-examination of the Convergence in Military Expenditures across NATO Countries: Do Different Approximations in Modeling Structural Breaks Matter?. *Applied Economics Journal*, 28(1), 43-62.
- Yazgan, Ş., Ceylan, R., & Mollavelioğlu, M. Ş. (2018). Seçilmiş NATO ülkelerinde askeri harcamaların yakınsaması: Doğrusal olmayan birim kök testinden kanıtlar. *Akdeniz İİBF Dergisi*, 18(37), 118-132.
- Yilanci, V., Eryüzlü, H., & Hopoğlu, S. (2020). Convergence of Military Burdens in the MENA Region. *Uluslararası İlişkiler Dergisi*, 17(66), 41-59.

#### Atıf Biçimi / How cite this article

Belliler, S. (2023). ODKA ülkelerinin savunma harcama yakınsaması: Çok kırılmalı fourier panel birim kök testinden kanıtlar. *EKOIST Journal of Econometrics and Statistics*, 39, 183-199. <https://doi.org/10.26650/ekoist.2023.39.1190962>

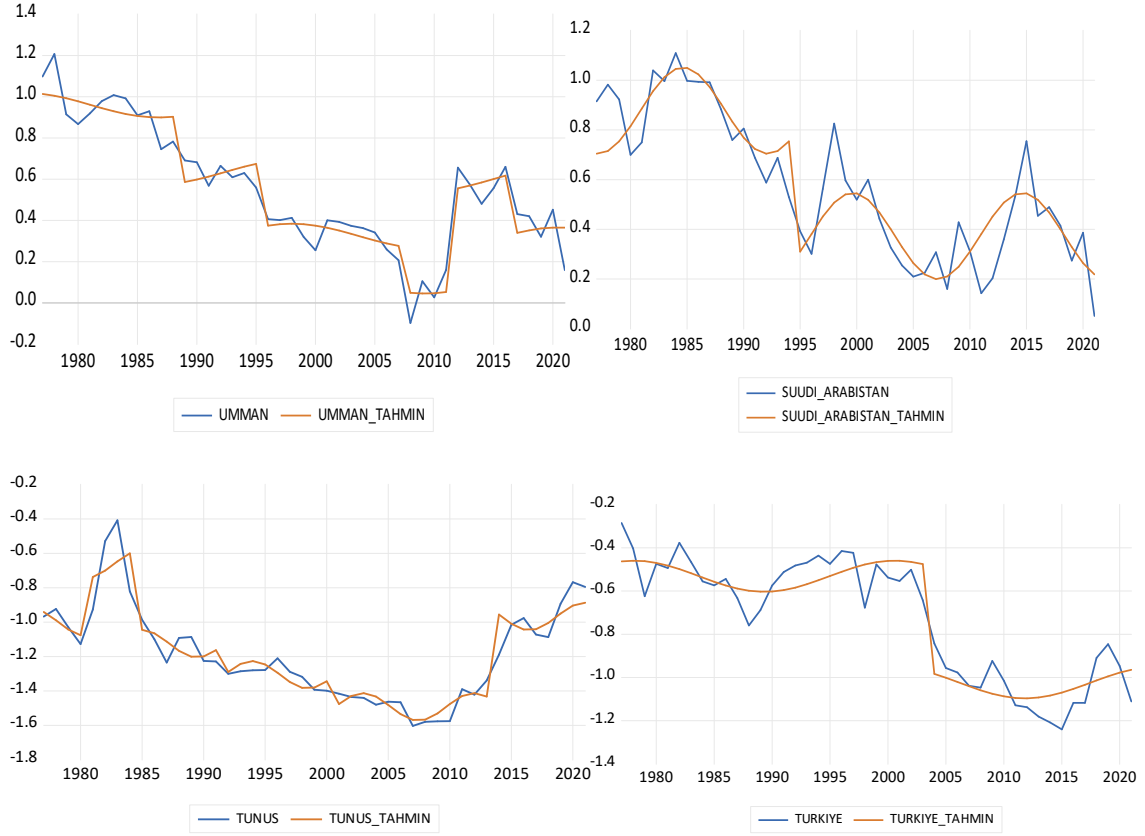
**EKLER:**  
**Ek-1:**

**Tablo 6.** ODKA Ortalamasına Göre Yapılan Fourier Birim Kök Test Sonuçlarının Gerçekleşen Ve Tahmin Edilen Değerin Karşılaştırma Grafikleri





Tablo 6 . Sayfa 2



**AMAÇ KAPSAM**

EKOİST Ekonometri ve İstatistik Dergisi yılda iki kez olmak üzere, her 6 ayda bir yayınlanmaktadır.

Dergimiz ölçme, tahmin, test, tahmin ve politika analizi konularını kapsayan, ekonomi ve ilgili konularda olmak üzere yeni ekonometrik tekniklerin uygulanması ile ilgili yüksek kaliteli makaleler yayınlamayı amaçlamaktadır.

Ekonometrik tekniklerin dikkatli ve titiz bir şekilde uygulanması ile elde edilen sonuçların uygun yorumlanması üzerinde durulmaktadır.

Makalelerde ekonomik içerik üzerinde vurgu yapılmalıdır.

EKOİST Ekonometri ve İstatistik Dergisi başta Ekonometri, istatistik ve Yöneylem Araştırması olmak üzere yüksek kaliteli araştırmalar yayınlamaktadır.

Uzmanlık alanlarına değinen, ulaşılabilir teknikleri içeren ve diğer araştırmacılar tarafından kolayca tekrarlanabilen, ekonomide yenilikçi, niceliksel araştırmalar için bir çıkış sağlamaktır.

Tüm gönderimler farklı hakemler tarafından inceleme sürecine tabidir.

EKOİST Ekonometri ve İstatistik Dergisi 2005'ten bu yana altı ayda bir "hakemli dergi" olarak yayınlanmaktadır.

Derginin dili İngilizce ve Türkçedir.

Çeşitli ekonomik sorunlara uygulanabilir istatistiksel yöntemleri tanıtan katkılar amaçlanır.

**Yayın Politikası**

Dergi yayın etiğinde en yüksek standartlara bağlıdır ve Committee on Publication Ethics (COPE), Directory of Open Access Journals (DOAJ), Open Access Scholarly Publishers Association (OASPA) ve World Association of Medical Editors (WAME) tarafından yayınlanan etik yayıncılık ilkelerini benimser; Principles of Transparency and Best Practice in Scholarly Publishing başlığı altında ifade edilen ilkeler için: <https://publicationethics.org/resources/guidelines-new/principles-transparency-and-best-practice-scholarly-publishing>

Gönderilen makaleler derginin amaç ve kapsamına uygun olmalıdır. Orijinal, yayınlanmamış ve başka bir dergide değerlendirme sürecinde olmayan, her bir yazar tarafından içeriği ve gönderimi onaylanmış yazılar değerlendirmeye kabul edilir.

Makale yayınlanmak üzere Dergiye gönderildikten sonra yazarlardan hiçbirinin ismi, tüm yazarların yazılı izni olmadan yazar listesinden silinemez ve yeni bir isim yazar olarak eklenemez ve yazar sırası değiştirilemez.

İntihal, duplikasyon, sahte yazarlık/inkar edilen yazarlık, araştırma/veri fabrikasyonu, makale dilimleme, dilimleyerek yayın, telif hakları ihlali ve çıkar çatışmasının gizlenmesi, etik dışı davranışlar olarak kabul edilir. Kabul edilen etik standartlara uygun olmayan tüm makaleler yayından çıkarılır. Buna yayından sonra tespit edilen olası kuraldışı, uygunsuzluklar içeren makaleler de dahildir.

**İntihal**

Ön kontrolden geçirilen makaleler, iThenticate yazılımı kullanılarak intihal için taranır. İntihal/kendi kendine intihal tespit edilirse yazarlar bilgilendirilir. Editörler, gerekli olması halinde makaleyi değerlendirme ya da üretim sürecinin çeşitli aşamalarında intihal kontrolüne tabi tutabilirler. Yüksek benzerlik oranları, bir makalenin kabul edilmeden önce ve hatta kabul edildikten sonra reddedilmesine neden olabilir. Makalenin türüne bağlı olarak, bunun oranının %15 veya %20'den az olması beklenir.

**Çift Kör Hakemlik**

İntihal kontrolünden sonra, uygun olan makaleler baş editör tarafından orijinallik, metodoloji, işlenen konunun önemi ve dergi kapsamı ile uyumluluğu açısından değerlendirilir. Editör, makalelerin adil bir şekilde çift taraflı kör hakemlikten geçmesini sağlar ve makale biçimsel esaslara uygun ise, gelen yazıyı yurtiçinden ve /veya yurtdışından en az iki hakemin değerlendirmesine sunar, hakemler gerek gördüğü takdirde yazıda istenen değişiklikler yazarlar tarafından yapıldıktan sonra yayınlanmasına onay verir.

### Açık Erişim İlkesi

Dergi açık erişimlidir ve derginin tüm içeriği okura ya da okurun dahil olduğu kuruma ücretsiz olarak sunulur. Okurlar, ticari amaç haricinde, yayıncı ya da yazardan izin almadan dergi makalelerinin tam metnini okuyabilir, indirebilir, kopyalayabilir, arayabilir ve link sağlayabilir. Bu BOAI açık erişim tanımıyla uyumludur.

Derginin açık erişimli makaleleri Creative Commons Atıf-GayriTicari 4.0 Uluslararası (CC BY-NC 4.0) olarak lisanslıdır.

### İşleme Ücreti

Derginin tüm giderleri İstanbul Üniversitesi tarafından karşılanmaktadır. Dergide makale yayını ve makale süreçlerinin yürütülmesi ücrete tabi değildir. Dergiye gönderilen ya da yayın için kabul edilen makaleler için işleme ücreti ya da gönderim ücreti alınmaz.

### Telif Hakkında

Yazarlar dergide yayınlanan çalışmalarının telif hakkına sahiptirler ve çalışmaları Creative Commons Atıf-GayriTicari 4.0 Uluslararası (CC BY-NC 4.0) olarak lisanslıdır. CC BY-NC 4.0 lisansı, eserin ticari kullanım dışında her boyut ve formatta paylaşılmasına, kopyalanmasına, çoğaltılmasına ve orijinal esere uygun şekilde atıfta bulunmak kaydıyla yeniden düzenleme, dönüştürme ve eserin üzerine inşa etme dâhil adapte edilmesine izin verir.

### Düzeltilme, Geri Çekme, Endişe İfadesi

Editörler, yayınlanan makalede, bulguları, yorumları ve sonuçları etkilemeyen küçük hatalar tespit edilirse düzeltme yayınlamayı düşünebilirler. Editörler, bulguları ve sonuçları geçersiz kılan büyük hatalar / ihlaller söz konusu olduğunda, makaleyi geri çekmeyi düşünmelidir.

Yazarlar tarafından araştırma veya yayını kötüye kullanmaya yönelik olasılık söz konusu ise; bulguların güvenilir olmadığına ve yazarların kurumlarının olayı soruşturmadığına dair kanıtlar var veya olası soruşturma haksız veya sonuçsuz görünüyorsa, editörler endişe ifadesi yayınlamayı düşünmelidir. Düzeltme, geri çekme veya endişe ifadesi ile ilgili olarak COPE ve ICJME yönergeleri dikkate alınır.

### Arşiv Politikası

Dergide yayınlanan tüm yazıların korunmasını ve kalıcı olarak erişilebilir olmasını sağlamak için makaleler, ulusal bir arşiv sitesi olarak hizmet veren ve aynı zamanda LOCKSS'in içeriği toplamasına, korumasına ve sunmasına izin veren Dergipark'ta saklanmaktadır.

Ek olarak, yazarların kendilerinin makalelerinin son PDF sürümünü Open Archives Initiative (<https://www.openarchives.org/>) standartlarına uygun açık elektronik arşivlerde arşivlemeleri önerilir. Yazarlar, yayınladıkları arşiv versiyonundan, İ.Ü. Yayınlarının dergi web sitesinin URL'sine bağlantı sağlamalıdır.

### Hakem Süreci

#### Hakem Değerlendirme Politikaları

Daha önce yayınlanmamış ya da yayınlanmak üzere başka bir dergide halen değerlendirmede olmayan ve her bir yazar tarafından onaylanan makaleler değerlendirilmek üzere kabul edilir. Gönderilen ve ön kontrolü geçen makaleler iThenticate yazılımı kullanılarak intihal için taranır. İntihal kontrolünden sonra, uygun olan makaleler baş editör tarafından orijinallik, metodoloji, işlenen konunun önemi ve dergi kapsamı ile uyumluluğu açısından değerlendirilir.

Seçilen makaleler en az iki ulusal/uluslararası hakeme çift taraflı kör hakemlik ile değerlendirmeye gönderilir; yayın kararı, hakemlerin talepleri doğrultusunda yazarların gerçekleştirdiği düzenlemelerin ve hakem sürecinin sonrasında baş editör tarafından verilir.

#### Editör ve Hakem Sorumlulukları

Baş editör, makaleleri, yazarların etnik kökeninden, cinsiyetinden, uyruğundan, dini inancından ve siyasi felsefesinden bağımsız olarak değerlendirirler. Yayına gönderilen makalelerin adil bir şekilde çift taraflı kör hakem değerlendirmesinin-

den geçmelerini sağlar. Gönderilen makalelere ilişkin tüm bilginin, makale yayınlanana kadar gizli kalacağını garanti eder.

Baş editör içerik ve yayının toplam kalitesinden sorumludur. Gereğinde hata sayfası yayınlamalı ya da düzeltme yapmalıdır.

Baş editör; yazarlar, editörler ve hakemler arasında çıkar çatışmasına izin vermez. Hakem atama konusunda tam yetkiye sahiptir ve dergide yayınlanacak makalelerle ilgili nihai kararı vermekle yükümlüdür.

Hakemler, araştırma, yazarlar ve/veya araştırmaya fon sağlayanlarla çıkar çatışması içinde olmamalıdır. Hakemler değerlendirmelerinin sonucunda tarafsız bir yargıya varmalıdırlar. Gönderilmiş yazılara ilişkin tüm bilginin gizli tutulmasını sağlamalı ve yazar tarafında herhangi bir telif hakkı ihlali ve intihal fark ederlerse editöre raporlamalıdırlar.

Hakem, makale konusu hakkında kendini vasıflı hissetmiyor ya da zamanında geri dönüş sağlaması mümkün görünmüyorsa, editöre bu durumu bildirmeli ve hakem sürecine kendisini dahil etmemesini istemelidir.

Değerlendirme sürecinde editör hakemlere gözden geçirme için gönderilen makalelerin, yazarların özel mülkü olduğunu ve bunun imtiyazlı bir iletişim olduğunu açıkça belirtir. Hakemler ve yayın kurulu üyeleri başka kişilerle makaleleri tartışamazlar. Hakemlerin kimliğinin gizli kalmasına özen gösterilmelidir. Bazı durumlarda editörün kararıyla, ilgili hakemlerin makaleye ait yorumları aynı makaleyi yorumlayan diğer hakemlere gönderilerek hakemlerin bu süreçte aydınlatılması sağlanabilir.

### Hakem Süreci

Baş Editör, makaleleri, yazarların etnik kökeninden, cinsiyetinden, uyruğundan, dini inancından ve siyasi felsefesinden bağımsız olarak değerlendirir. Yayına gönderilen makalelerin adil bir şekilde çift taraflı kör hakem değerlendirmesinden geçmelerini sağlar.

Seçilen makaleler en az iki ulusal/uluslararası hakeme değerlendirmeye gönderilir; yayın kararı, hakemlerin talepleri doğrultusunda yazarların gerçekleştirdiği düzenlemelerin ve hakem sürecinin sonrasında baş editör tarafından verilir.

Baş editör; yazarlar, editörler ve hakemler arasında çıkar çatışmasına izin vermez. Hakem atama konusunda tam yetkiye sahiptir ve dergide yayınlanacak makalelerle ilgili nihai kararı vermekle yükümlüdür.

Hakemlerin değerlendirmeleri objektif olmalıdır. Hakem süreci sırasında hakemlerin aşağıdaki hususları dikkate alarak değerlendirmelerini yapmaları beklenir.

- Makale yeni ve önemli bir bilgi içeriyor mu?
- Öz, makalenin içeriğini net ve düzgün bir şekilde tanımlıyor mu?
- Yöntem bütünlüklü ve anlaşılır şekilde tanımlanmış mı?
- Yapılan yorum ve varılan sonuçlar bulgularla kanıtlanıyor mu?
- Alandaki diğer çalışmalara yeterli referans verilmiş mi?
- Dil kalitesi yeterli mi?

Hakemler, gönderilen makalelere ilişkin tüm bilginin, makale yayınlanana kadar gizli kalmasını sağlamalı ve yazar tarafında herhangi bir telif hakkı ihlali ve intihal fark ederlerse editöre raporlamalıdırlar.

Hakem, makale konusu hakkında kendini vasıflı hissetmiyor ya da zamanında geri dönüş sağlaması mümkün görünmüyorsa, editöre bu durumu bildirmeli ve hakem sürecine kendisini dahil etmemesini istemelidir.

Değerlendirme sürecinde editör hakemlere gözden geçirme için gönderilen makalelerin, yazarların özel mülkü olduğunu ve bunun imtiyazlı bir iletişim olduğunu açıkça belirtir. Hakemler ve yayın kurulu üyeleri başka kişilerle makaleleri tartışamazlar. Hakemlerin kimliğinin gizli kalmasına özen gösterilmelidir.

## YAYIN ETİĞİ VE İLKELER

EKOİST Ekonometri ve İstatistik Dergisi, yayın etiğinde en yüksek standartlara bağlıdır ve Committee on Publication Ethics (COPE), Directory of Open Access Journals (DOAJ), Open Access Scholarly Publishers Association (OASPA) ve World Association of Medical Editors (WAME) tarafından yayınlanan etik yayıncılık ilkelerini benimser; Principles of Transparency and Best Practice in Scholarly Publishing başlığı altında ifade edilen ilkeler için adres: <https://publicationethics.org/resources/guidelines-new/principles-transparency-and-best-practice-scholarly-publishing>

Gönderilen tüm makaleler orijinal, yayınlanmamış ve başka bir dergide değerlendirme sürecinde olmamalıdır. Her bir makale editörlerden biri ve en az iki hakem tarafından çift kör değerlendirmeden geçirilir. İntihal, duplikasyon, sahte yazarlık/inkar edilen yazarlık, araştırma/veri fabrikasyonu, makale dilimleme, dilimleyerek yayın, telif hakları ihlali ve çıkar çatışmasının gizlenmesi, etik dışı davranışlar olarak kabul edilir.

Kabul edilen etik standartlara uygun olmayan tüm makaleler yayından çıkarılır. Buna yayından sonra tespit edilen olası kuraldışı, uygunsuzluklar içeren makaleler de dahildir.

## Araştırma Etiği

Dergi araştırma etiğinde en yüksek standartları gözetir ve aşağıda tanımlanan uluslararası araştırma etiği ilkelerini benimser. Makalelerin etik kurallara uygunluğu yazarların sorumluluğundadır.

- Araştırmanın tasarlanması, tasarımın gözden geçirilmesi ve araştırmanın yürütülmesinde, bütünlük, kalite ve şeffaflık ilkeleri sağlanmalıdır.
- Araştırma ekibi ve katılımcılar, araştırmanın amacı, yöntemleri ve öngörülen olası kullanımları; araştırmaya katılımın gerektirdikleri ve varsa riskleri hakkında tam olarak bilgilendirilmelidir.
- Araştırma katılımcılarının sağladığı bilgilerin gizliliği ve yanıt verenlerin gizliliği sağlanmalıdır. Araştırma katılımcıların özerkliğini ve saygınlığını koruyacak şekilde tasarlanmalıdır.
- Araştırma katılımcıları gönüllü olarak araştırmada yer almalı, herhangi bir zorlama altında olmamalıdır.
- Katılımcıların zarar görmesinden kaçınılmalıdır. Araştırma, katılımcıları riske sokmayacak şekilde planlanmalıdır.
- Araştırma bağımsızlığıyla ilgili açık ve net olunmalı; çıkar çatışması varsa belirtilmelidir.
- Deneysel çalışmalarda, araştırmaya katılmaya karar veren katılımcıların yazılı bilgilendirilmiş onayı alınmalıdır. Çocukların ve vesayet altındakilerin veya tasdiklenmiş akıl hastalığı bulunanların yasal vasisinin onayı alınmalıdır.
- Çalışma herhangi bir kurum ya da kuruluşta gerçekleştirilecekse bu kurum ya da kuruluştan çalışma yapılacağına dair onay alınmalıdır.
- İnsan ögesi bulunan çalışmalarda, “yöntem” bölümünde katılımcılardan “bilgilendirilmiş onam” alındığının ve çalışmanın yapıldığı kurumdan etik kurul onayı alındığı belirtilmesi gerekir.

## Yazarların Sorumluluğu

Makalelerin bilimsel ve etik kurallara uygunluğu yazarların sorumluluğundadır. Yazar makalenin orijinal olduğu, daha önce başka bir yerde yayınlanmadığı ve başka bir yerde, başka bir dilde yayınlanmak üzere değerlendirmede olmadığı konusunda teminat sağlamalıdır. Uygulamadaki telif kanunları ve anlaşmaları gözetilmelidir. Telifte bağlı materyaller (örneğin tablolar, şekiller veya büyük alıntılar) gerekli izin ve teşekkürle kullanılmalıdır. Başka yazarların, katkıda bulunanların çalışmaları ya da yararlanılan kaynaklar uygun biçimde kullanılmalı ve referanslarda belirtilmelidir.

Gönderilen makalede tüm yazarların akademik ve bilimsel olarak doğrudan katkısı olmalıdır, bu bağlamda “yazar” yayınlanan bir araştırmanın kavramsallaştırılmasına ve dizaynına, verilerin elde edilmesine, analizine ya da yorumlanmasına belirgin katkı yapan, yazının yazılması ya da bunun içerik açısından eleştirel biçimde gözden geçirilmesinde görev yapan birisi olarak görülür. Yazar olabilmenin diğer koşulları ise, makaledeki çalışmayı planlamak veya icra etmek ve / veya revize etmektir. Fon sağlanması, veri toplanması ya da araştırma grubunun genel süpervizyonu tek başına yazarlık hakkı kazandırmaz. Yazar olarak gösterilen tüm bireyler sayılan tüm ölçütleri karşılamalıdır ve yukarıdaki ölçütleri karşılayan her birey yazar olarak gösterilebilir. Yazarların isim sıralaması ortak verilen bir karar olmalıdır. Tüm yazarlar yazar sıralamasını Telif Hakkı Anlaşması Formu’nda imzalı olarak belirtmek zorundadırlar.

Yazarlık için yeterli ölçütleri karşılamayan ancak çalışmaya katkısı olan tüm bireyler “teşekkür / bilgiler” kısmında sıralanmalıdır. Bunlara örnek olarak ise sadece teknik destek sağlayan, yazıma yardımcı olan ya da sadece genel bir destek sağlayan, finansal ve materyal desteği sunan kişiler verilebilir.

Bütün yazarlar, araştırmanın sonuçlarını ya da bilimsel değerlendirmeyi etkileyebilme potansiyeli olan finansal ilişkiler, çıkar çatışması ve çıkar rekabetini beyan etmelidirler. Bir yazar kendi yayınlanmış yazısında belirgin bir hata ya da yanlışlık tespit ederse, bu yanlışlıklara ilişkin düzeltme ya da geri çekme için editör ile hemen temasa geçme ve işbirliği yapma sorumluluğunu taşır.

### Editör ve Hakem Sorumlulukları

Baş editör, makaleleri, yazarların etnik kökeninden, cinsiyetinden, cinsel yöneliminden, uyruğundan, dini inancından ve siyasi felsefesinden bağımsız olarak değerlendirir. Yayına gönderilen makalelerin adil bir şekilde çift taraflı kör hakem değerlendirmesinden geçmelerini sağlar. Gönderilen makalelere ilişkin tüm bilginin, makale yayınlanana kadar gizli kalacağını garanti eder. Baş editör içerik ve yayının toplam kalitesinden sorumludur. Gereğinde hata sayfası yayınlamalı ya da düzeltme yapmalıdır.

Baş editör; yazarlar, editörler ve hakemler arasında çıkar çatışmasına izin vermez. Hakem atama konusunda tam yetkiye sahiptir ve Dergide yayınlanacak makalelerle ilgili nihai kararı vermekle yükümlüdür.

Hakemlerin araştırmayla ilgili, yazarlarla ve/veya araştırmanın finansal destekçileriyle çıkar çatışmaları olmamalıdır. Değerlendirmelerinin sonucunda tarafsız bir yargıya varmalıdırlar. Gönderilmiş yazılara ilişkin tüm bilginin gizli tutulmasını sağlamalı ve yazar tarafında herhangi bir telif hakkı ihlali ve intihal fark ederlerse editöre raporlamalıdırlar. Hakem, makale konusu hakkında kendini vasıflı hissetmiyor ya da zamanında geri dönüş sağlaması mümkün görünmüyorsa, editöre bu durumu bildirmeli ve hakem sürecine kendisini dahil etmemesini istemelidir.

Değerlendirme sürecinde editör hakemlere gözden geçirme için gönderilen makalelerin, yazarların özel mülkü olduğunu ve bunun imtiyazlı bir iletişim olduğunu açıkça belirtir. Hakemler ve yayın kurulu üyeleri başka kişilerle makaleleri tartışamazlar. Hakemlerin kimliğinin gizli kalmasına özen gösterilmelidir. Bazı durumlarda editörün kararıyla, ilgili hakemlerin makaleye ait yorumları aynı makaleyi yorumlayan diğer hakemlere gönderilerek hakemlerin bu süreçte aydınlatılması sağlanabilir.

### YAZILARIN HAZIRLANMASI

#### Dil

Derginin yayın dili Türkçe ve İngilizce'dir.

#### Yazıların Hazırlanması ve Gönderimi

Aksi belirtilmedikçe gönderilen yazılarla ilgili tüm yazışmalar ilk yazarla yapılacaktır. Makale gönderimi online olarak ve <http://ekoist.istanbul.edu.tr> üzerinden yapılmalıdır. Gönderilen yazılar, yazının yayınlanmak üzere gönderildiğini ifade eden, makale türünü belirten ve makaleyle ilgili bilgileri içeren (bkz: Son Kontrol Listesi) bir mektup; yazının elektronik formunu içeren Microsoft Word 2003 ve üzerindeki versiyonları ile yazılmış elektronik dosya ve tüm yazarların imzaladığı *Telif Hakkı Anlaşması Formu* eklenerek gönderilmelidir.

1. Çalışmalar, A4 boyutundaki kağıdın bir yüzüne, üst, alt, sağ ve sol taraftan 2,5 cm. boşluk bırakılarak, 12 punto Times New Roman harf karakterleriyle ve 1,5 satır aralık ölçüsü ile hazırlanmalıdır.
2. Çalışmalar 4500 - 8500 sözcük arasında olmalı ve sayfa numaraları sayfanın altında ve ortada yer almalıdır.
3. Yazar/yazarların adları çalışmanın başlığının hemen altında sağa bitişik şekilde verilmelidir. Ayrıca yıldız dipnot şeklinde (\*) yazarın unvanı, kurumu ve e-posta adresi ve telefonu sayfanın en altında dipnotta belirtilmelidir.
4. Dergimize gönderilen Türkçe makalelerde Giriş bölümünden önce 200-250 sözcük arasında çalışmanın kapsamını, amacını, ulaşılan sonuçları ve kullanılan yöntemi kaydeden Türkçe ve İngilizce öz (abstract) ile Türkçe makalelerde 600-800 kelime içeren İngilizce genişletilmiş özet yer almalıdır. İngilizce makalelerde ise, yalnızca İngilizce öz (abstract) yer almalıdır. İngilizce ve Türkçe özlerin altında çalışmanın içeriğini temsil eden 3-5 İngilizce, 3-5 Türkçe anahtar kelime yer almalıdır.

5. Çalışmaların başlıca şu unsurları içermesi gerekmektedir: Başlık, Türkçe öz ve anahtar kelimeler; İngilizce başlık, İngilizce öz ve anahtar kelimeler; İngilizce genişletilmiş özet, ana metin bölümleri, son notlar ve kaynaklar.
6. Metin içi alıntılama ve kaynak gösterme için APA (American Psychological Association) kaynak sitilinin 6. versiyonu kullanılmalıdır. APA 6 stili hakkında bilgi için; <http://ekoist.istanbul.edu.tr/tr/content/yazarlara-bilgi/kaynaklar> sayfasını ziyaret edebilir veya Yazarlara Bilgi'nin Kaynaklar başlığı altında ilgili açıklama ve örnekleri inceleyebilirsiniz.
7. Çalışmalarda tablo, grafik ve şekil gibi göstergeler ancak çalışmanın takip edilebilmesi açısından gereklilik arz ettiği durumlarda, numaralandırılarak, tanımlayıcı bir başlık ile birlikte verilmelidir. Tablolara ait başlık üstte, Şekiller'e ait başlık altta yer almalıdır. Demografik özellikler gibi metin içinde verilebilecek veriler, ayrıca tablolar ile ifade edilmemelidir.
8. Yayınlanmak üzere gönderilen makale ile birlikte yazar bilgilerini içeren kapak sayfası gönderilmelidir. Kapak sayfasında, makalenin başlığı, yazar veya yazarların bağlı oldukları kurum ve unvanları, kendilerine ulaşılabilecek adresler, cep, iş ve faks numaraları ve e-posta adresleri yer almalıdır (bkz. Son Kontrol Listesi).
9. Kurallar dâhilinde dergimize yayınlanmak üzere gönderilen çalışmaların her türlü sorumluluğu yazar/yazarlarına aittir.
10. Dergi Yazı Kurulu ve hakem raporları doğrultusunda yazarlardan, metin üzerinde bazı düzeltmeler yapmaları istenebilir.
11. Yayınlanmasına karar verilen çalışmaların, yazar/yazarlarının her birine dergi gönderilir.
12. Dergiye gönderilen çalışmalar yayınlansın veya yayınlanmasın geri gönderilmez.

## KAYNAKLAR

Derleme yazıları okuyucular için bir konudaki kaynaklara ulaşmayı kolaylaştıran bir araç olsa da, her zaman orijinal çalışmayı doğru olarak yansıtmaz. Bu yüzden mümkün olduğunca yazarlar orijinal çalışmalarını kaynak göstermelidir. Öte yandan, bir konuda çok fazla sayıda orijinal çalışmanın kaynak gösterilmesi yer israfına neden olabilir. Birkaç anahtar orijinal çalışmanın kaynak gösterilmesi genelde uzun listelerle aynı işi görür. Ayrıca günümüzde kaynaklar elektronik versiyonlara eklenebilmekte ve okuyucular elektronik literatür taramalarıyla yayınlara kolaylıkla ulaşabilmektedir.

Kabul edilmiş ancak henüz sayıya dahil edilmemiş makaleler Early View olarak yayınlanır ve bu makalelere atıflar "advance online publication" şeklinde verilmelidir. Genel bir kaynaktan elde edilemeyecek temel bir konu olmadıkça "kişisel iletişime" atıfta bulunulmamalıdır. Eğer atıfta bulunulursa parantez içinde iletişim kurulan kişinin adı ve iletişimin tarihi belirtilmelidir. Bilimsel makaleler için yazarlar bu kaynaktan yazılı izin ve iletişimin doğruluğunu gösterir belge almalıdır. Kaynakların doğruluğundan yazar(lar) sorumludur. Tüm kaynaklar metinde belirtilmelidir. Kaynaklar alfabetik olarak sıralanmalıdır.

## Referans Stili ve Formatı

EKOİST Ekonometri ve İstatistik Dergisi, metin içi alıntılama ve kaynak gösterme için APA (American Psychological Association) kaynak sitilinin 6. edisyonunu benimser. APA 6. Edisyonu hakkında bilgi için:

- American Psychological Association. (2010). Publication manual of the American Psychological Association (6<sup>th</sup> ed.). Washington, DC: APA.
- <http://www.apastyle.org/>

## Metin İçinde Kaynak Gösterme

Kaynaklar metinde parantez içinde yazarların soyadı ve yayın tarihi yazılarak belirtilmelidir. Birden fazla kaynak gösterilecekse kaynaklar arasında (;) işareti kullanılmalıdır. Kaynaklar alfabetik olarak sıralanmalıdır.

**Örnekler:*****Birden fazla kaynak;***

(Esin ve ark., 2002; Karasar 1995)

***Tek yazarlı kaynak;***

(Akyolcu, 2007)

***İki yazarlı kaynak;***

(Sayiner ve Demirci, 2007, s. 72)

***Üç, dört ve beş yazarlı kaynak;***

Metin içinde ilk kullanımda: (Ailen, Ciambrene ve Welch, 2000, s. 12–13) Metin içinde tekrarlayan kullanımlarda:

(Ailen ve ark., 2000)

***Altı ve daha çok yazarlı kaynak;***

(Çavdar ve ark., 2003)

**Kaynaklar Bölümünde Kaynak Gösterme**

Kullanılan tüm kaynaklar metnin sonunda ayrı bir bölüm halinde yazar soyadlarına göre alfabetik olarak numaralandırılmadan verilmelidir.

**Kaynak yazımı ile ilgili örnekler aşağıda verilmiştir.****Kitap*****a) Türkçe Kitap***Karasar, N. (1995). *Araştırmalarda rapor hazırlama* (8.bs). Ankara: 3A Eğitim Danışmanlık Ltd.***b) Türkçeye Çevrilmiş Kitap***Mucchielli, A. (1991). *Zihniyetler* (A. Kotil, Çev.). İstanbul: İletişim Yayınları.***c) Editörlü Kitap***Ören, T., Üney, T. ve Çölkesen, R. (Ed.). (2006). *Türkiye bilişim ansiklopedisi*. İstanbul: Papatya Yayıncılık.***d) Çok Yazarlı Türkçe Kitap***Tonta, Y., Bitirim, Y. ve Sever, H. (2002). *Türkçe arama motorlarında performans değerlendirme*. Ankara: Total Bilişim.***e) İngilizce Kitap***Kamien R., & Kamien A. (2014). *Music: An appreciation*. New York, NY: McGraw-Hill Education.***f) İngilizce Kitap İçerisinde Bölüm***Bassett, C. (2006). Cultural studies and new media. In G. Hall & C. Birchall (Eds.), *New cultural studies: Adventures in theory* (pp. 220–237). Edinburgh, UK: Edinburgh University Press.***g) Türkçe Kitap İçerisinde Bölüm***Erkmen, T. (2012). Örgüt kültürü: Fonksiyonları, öğeleri, işletme yönetimi ve liderlikteki önemi. M. Zencirkıran (Ed.), *Örgüt sosyolojisi kitabı* içinde (s. 233–263). Bursa: Dora Basım Yayın.***h) Yayıncının ve Yazarın Kurum Olduğu Yayın***Türk Standartları Enstitüsü. (1974). *Adlandırma ilkeleri*. Ankara: Yazar.**Makale*****a) Türkçe Makale***Mutlu, B. ve Savaşır, S. (2007). Çocuğu ameliyat sonrası yoğun bakımda olan ebeveynlerde stres nedenleri ve azaltma girişimleri. *İstanbul Üniversitesi Florence Nightingale Hemşirelik Dergisi*, 15(60), 179–182.***b) İngilizce Makale***de Cillia, R., Reisigl, M., & Wodak, R. (1999). The discursive construction of national identity. *Discourse and Society*, 10(2), 149–173. <http://dx.doi.org/10.1177/0957926599010002002>



**c) Yediden Fazla Yazarlı Makale**

Lal, H., Cunningham, A. L., Godeaux, O., Chlibek, R., Diez-Domingo, J., Hwang, S.-J. Heineman, T. C. (2015). Efficacy of an adjuvanted herpes zoster subunit vaccine in older adults. *New England Journal of Medicine*, 372, 2087–2096. <http://dx.doi.org/10.1056/NEJMoa1501184>

**d) DOI'si Olmayan Online Edinilmiş Makale**

Al, U. ve Doğan, G. (2012). Hacettepe Üniversitesi Bilgi ve Belge Yönetimi Bölümü tezlerinin atıf analizi. *Türk Kütüphaneciliği*, 26, 349–369. Erişim adresi: <http://www.tk.org.tr/>

**e) DOI'si Olan Makale**

Turner, S. J. (2010). Website statistics 2.0: Using Google Analytics to measure library website effectiveness. *Technical Services Quarterly*, 27, 261–278. <http://dx.doi.org/10.1080/07317131003765910>

**f) Advance Online Olarak Yayınlanmış Makale**

Smith, J. A. (2010). Citing advance online publication: A review. *Journal of Psychology*. Advanceonline publication. <http://dx.doi.org/10.1037/a45d7867>

**g) Popüler Dergi Makalesi**

Semercioğlu, C. (2015, Haziran). Sıradanlığın rayihası. *Sabit Fikir*, 52, 38–39.

**Tez, Sunum, Bildiri****a) Türkçe Tezler**

Sarı, E. (2008). *Kültür kimlik ve politika: Mardin'de kültürlerarasılık*. (Doktora Tezi). Ankara Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü, Ankara.

**b) Ticari Veritabanında Yer Alan Yüksek Lisans Ya da Doktora Tezi**

Van Brunt, D. (1997). *Networked consumer health information systems* (Doctoral dissertation). Available from ProQuest Dissertations and Theses. (UMI No. 9943436)

**c) Kurumsal Veritabanında Yer Alan İngilizce Yüksek Lisans/Doktora Tezi**

Yaylalı-Yıldız, B. (2014). *University campuses as places of potential publicness: Exploring the political, social and cultural practices in Ege University* (Doctoral dissertation). Retrieved from: <http://library.iyte.edu.tr/tr/hizli-erisim/iyte-tez-portali>

**d) Web'de Yer Alan İngilizce Yüksek Lisans/Doktora Tezi**

Tonta, Y. A. (1992). *An analysis of search failures in online library catalogs* (Doctoral dissertation, University of California, Berkeley). Retrieved from <http://yunus.hacettepe.edu.tr/tonta/yayinlar/phd/ickapak.html>

**e) Dissertations Abstracts International'da Yer Alan Yüksek Lisans/Doktora Tezi**

Appelbaum, L. G. (2005). Three studies of human information processing: Texture amplification, motion representation, and figure-ground segregation. *Dissertation Abstracts International: Section B. Sciences and Engineering*, 65(10), 5428.

**f) Sempozyum Katkısı**

Krinsky-McHale, S. J., Zigman, W. B., & Silverman, W. (2012, August). Are neuropsychiatric symptoms markers of prodromal Alzheimer's disease in adults with Down syndrome? In W. B. Zigman (Chair), *Predictors of mild cognitive impairment, dementia, and mortality in adults with Down syndrome*. Symposium conducted at American Psychological Association meeting, Orlando, FL.

**g) Online Olarak Erişilen Konferans Bildiri Özeti**

Çınar, M., Doğan, D. ve Seferoğlu, S. S. (2015, Şubat). *Eğitimde dijital araçlar: Google sınıf uygulaması üzerine bir değerlendirme* [Öz]. Akademik Bilişim Konferansında sunulan bildiri, Anadolu Üniversitesi, Eskişehir. Erişim adresi: <http://ab2015.anadolu.edu.tr/index.php?menu=5&submenu=27>

**h) Düzenli Olarak Online Yayınlanan Bildiriler**

Herculano-Houzel, S., Collins, C. E., Wong, P., Kaas, J. H., & Lent, R. (2008). The basic nonuniformity of the cerebral cortex. *Proceedings of the National Academy of Sciences*, 105, 12593–12598. <http://dx.doi.org/10.1073/pnas.0805417105>

**i) Kitap Şeklinde Yayınlanan Bildiriler**

Schneider, R. (2013). Research data literacy. S. Kurbanoğlu ve ark. (Ed.), *Communications in Computer and Information Science: Vol. 397. Worldwide Communalities and Challenges in Information Literacy Research and Practice*

içinde (s. 134–140). Cham, İsviçre: Springer. <http://dx.doi.org/10.1007/978-3-319-03919-0>

**j) Kongre Bildirisi**

Çepni, S., Bacanak A. ve Özsevgeç T. (2001, Haziran). *Fen bilgisi öğretmen adaylarının fen branşlarına karşı tutumları ile fen branşlarındaki başarılarının ilişkisi*. X. Ulusal Eğitim Bilimleri Kongresi'nde sunulan bildiri, Abant İzzet Baysal Üniversitesi, Bolu

**Diğer Kaynaklar**

**a) Gazete Yazısı**

Toker, Ç. (2015, 26 Haziran). 'Unutma' notları. *Cumhuriyet*, s. 13.

**b) Online Gazete Yazısı**

Tamer, M. (2015, 26 Haziran). E-ticaret hamle yapmak için tüketiciyi bekliyor. *Milliyet*. Erişim adresi: <http://www.milliyet>

**c) Web Page/Blog Post**

Bordwell, D. (2013, June 18). David Koepp: Making the world movie-sized [Web log post]. Retrieved from <http://www.davidbordwell.net/blog/page/27/>

**d) Online Ansiklopedi/Sözlük**

Bilgi mimarisi. (2014, 20 Aralık). Vikipedi içinde. Erişim adresi: [http://tr.wikipedia.org/wiki/Bilgi\\_mimarisi](http://tr.wikipedia.org/wiki/Bilgi_mimarisi)

Marcoux, A. (2008). Business ethics. In E. N. Zalta (Ed.), *The Stanford encyclopedia of philosophy*. Retrieved from <http://plato.stanford.edu/entries/ethics-business/>

**e) Podcast**

Radyo ODTÜ (Yapımcı). (2015, 13 Nisan). *Modern sabahlar* [Podcast]. Erişim adresi: <http://www.radyoodtu.com.tr/>

**f) Bir Televizyon Dizisinden Tek Bir Bölüm**

Shore, D. (Senarist), Jackson, M. (Senarist) ve Bookstaver, S. (Yönetmen). (2012). Runaways [Televizyon dizisi bölümü]. D. Shore (Baş yapımcı), *House M.D.* içinde. New York, NY: Fox Broadcasting.

**g) Müzik Kaydı**

Say, F. (2009). Galata Kulesi. *İstanbul senfonisi* [CD] içinde. İstanbul: Ak Müzik.

**SON KONTROL LİSTESİ**

Aşağıdaki listede eksik olmadığından emin olun:

- Editöre mektup
  - Makalenin türü
  - Başka bir dergiye gönderilmemiş olduğu bilgisi
  - Sponsor veya ticari bir firma ile ilişkisi (varsa belirtiniz)
  - İstatistik kontrolünün yapıldığı (araştırma makaleleri için)
  - İngilizce yönünden kontrolünün yapıldığı
  - Yazarlara Bilgide detaylı olarak anlatılan dergi politikalarının gözden geçirildiği
  - Kaynakların APA6'ya göre belirtildiği
- Telif Hakkı Anlaşması Formu
- Daha önce basılmış ve telifine bağlı materyal (yazı-resim-tablo) kullanılmış ise izin belgesi
- Kapak sayfası
  - Makalenin türü
  - Makalenin Türkçe ve İngilizce başlığı
  - Yazarların ismi soyadı, unvanları ve bağlı oldukları kurumlar (üniversite ve fakülte bilgisinden sonra şehir ve ülke bilgisi de yer almalıdır), e-posta adresleri
  - Sorumlu yazarın e-posta adresi, açık yazışma adresi, iş telefonu, GSM, faks nosu
  - Tüm yazarların ORCID'leri
- Makale ana metni
  - Makalenin Türkçe ve İngilizce başlığı
  - Özetler: 200-250 kelime Türkçe ve 200-250 kelime İngilizce
  - Anahtar Kelimeler: 3-5 adet Türkçe ve 3-5 adet İngilizce
  - Makale Türkçe ise, 600-800 kelime İngilizce genişletilmiş özet (Extended Summary)
  - Makale ana metin bölümleri
  - Finansal destek (varsa belirtiniz)
  - Çıkar çatışması (varsa belirtiniz)
  - Teşekkür (varsa belirtiniz)
  - Kaynaklar
  - Tablolar-Resimler, Şekiller (başlık, tanım ve alt yazılarıyla)

## INFORMATION FOR AUTHORS

### Aim and Scope

EKOIST Journal of Econometrics and Statistics is published twice a year, every 6 months.

Our journal aims to publish high quality articles on the application of new econometric techniques, including economics and related topics, covering measurement, forecasting, testing, forecasting and policy analysis.

Appropriate interpretation of the results obtained by careful and rigorous application of econometric techniques is emphasized.

Emphasis should be stressed on economic content in articles.

EKOIST Journal of Econometrics and Statistics publishes high quality research, mainly in the fields of Econometrics, Statistics and operations research.

To provide an outlet for innovative, quantitative research in economics, which includes achievable techniques and can be easily repeated by other researchers.

All submissions are subject to a double blind review process.

EKOIST Journal of Econometrics and Statistics has been published as a “peer-reviewed journal” every six months since 2005.

The language of the journal is English and Turkish.

Contributions that introduce statistical methods that are applicable to a variety of economic problems are actively encouraged.

### Publication Policy

The journal is committed to upholding the highest standards of publication ethics and pays regard to Principles of Transparency and Best Practice in Scholarly Publishing published by the Committee on Publication Ethics (COPE), the Directory of Open Access Journals (DOAJ), the Open Access Scholarly Publishers Association (OASPA), and the World Association of Medical Editors (WAME) on <https://publicationethics.org/resources/guidelines-new/principles-transparency-and-best-practice-scholarly-publishing>

The subjects covered in the manuscripts submitted to the Journal for publication must be in accordance with the aim and scope of the Journal. Only those manuscripts approved by every individual author and that were not published before in or sent to another journal, are accepted for evaluation.

Changing the name of an author (omission, addition or order) in papers submitted to the Journal requires written permission of all declared authors.

Plagiarism, duplication, fraud authorship/denied authorship, research/data fabrication, salami slicing/salami publication, breaching of copyrights, prevailing conflict of interest are unethical behaviors. All manuscripts not in accordance with the accepted ethical standards will be removed from the publication. This also contains any possible malpractice discovered after the publication.

### Plagiarism

Submitted manuscripts that pass preliminary control are scanned for plagiarism using iThenticate software. If plagiarism/self-plagiarism will be found authors will be informed. Editors may resubmit manuscript for similarity check at any peer-review or production stage if required. High similarity scores may lead to rejection of a manuscript before and even after acceptance. Depending on the type of article and the percentage of similarity score taken from each article, the overall similarity score is generally expected to be less than 15 or 20%.

**Double Blind Peer-Review**

After plagiarism check, the eligible ones are evaluated by the editors-in-chief for their originality, methodology, the importance of the subject covered and compliance with the journal scope. The editor provides a fair double-blind peer review of the submitted articles and hands over the papers matching the formal rules to at least two national/international referees for evaluation and gives green light for publication upon modification by the authors in accordance with the referees' claims.

**Open Access Statement**

The journal is an open access journal and all content is freely available without charge to the user or his/her institution. Except for commercial purposes, users are allowed to read, download, copy, print, search, or link to the full texts of the articles in this journal without asking prior permission from the publisher or the author. This is in accordance with the BOAI definition of open access.

The open access articles in the journal are licensed under the terms of the Creative Commons Attribution-NonCommercial 4.0 International (CC BY-NC 4.0) license.

**Article Processing Charge**

All expenses of the journal are covered by the Istanbul University. Processing and publication are free of charge with the journal. There is no article processing charges or submission fees for any submitted or accepted articles.

**Copyright Notice**

Authors publishing with the journal retain the copyright to their work licensed under the Creative Commons Attribution-NonCommercial 4.0 International license (CC BY-NC 4.0) (<https://creativecommons.org/licenses/by-nc/4.0/>) and grant the Publisher non-exclusive commercial right to publish the work. CC BY-NC 4.0 license permits unrestricted, non-commercial use, distribution, and reproduction in any medium, provided the original work is properly cited.

**Correction, Retraction, Expression of Concern**

Editor should consider publishing correction if minor errors that do not effect the results, interpretations and conclusions of the published paper are detected. Editor should consider retraction if major errors and/or misconduct that invalidate results and conclusions are detected.

Editor should consider issuing an expression of concern if there is evidence of research or publication misconduct by the authors; there is evidence that the findings are not reliable and institutions of the authors do not investigate the case or the possible investigation seems to be unfair or nonconclusive.

The guidelines of COPE and ICJME are taken into consideration regarding correction, retractions or expression of concern.

**Archiving Policy**

To guarantee that all papers published in the journal are maintained and permanently accessible, articles are stored in Dergipark which serves as a national archival web site and at the same time permits LOCKSS to collect, preserve, and serve the content.

Additionally, authors are encouraged to self-archive the final PDF version of their articles in open electronic archives with that conform to standards of Open Archives Initiative (<https://www.openarchives.org/>). Authors should provide a link from the deposited version to the URL of IUPress journal website.

**Peer Review Policies**

Only those manuscripts approved by its every individual author and that were not published before in or sent to another journal, are accepted for evaluation.

Submitted manuscripts that pass preliminary control are scanned for plagiarism using iThenticate software. After plagiarism check, the eligible ones are evaluated by editor-in-chief for their originality, methodology, the importance of the subject covered and compliance with the journal scope.

The editor hands over the papers matching the formal rules to at least two national/international referees for double-blind peer review evaluation and gives green light for publication upon modification by the authors in accordance with the referees' claims.

### **Responsibility for the Editor and Reviewers**

Editor-in-Chief evaluates manuscripts for their scientific content without regard to ethnic origin, gender, sexual orientation, citizenship, religious belief or political philosophy of the authors. He/She provides a fair double-blind peer review of the submitted articles for publication and ensures that all the information related to submitted manuscripts is kept as confidential before publishing.

Editor-in-Chief is responsible for the contents and overall quality of the publication. He/She must publish errata pages or make corrections when needed.

Editor-in-Chief does not allow any conflicts of interest between the authors, editors and reviewers. Only he has the full authority to assign a reviewer and is responsible for final decision for publication of the manuscripts in the Journal.

Reviewers must have no conflict of interest with respect to the research, the authors and/or the research funders. Their judgments must be objective.

Reviewers must ensure that all the information related to submitted manuscripts is kept as confidential and must report to the editor if they are aware of copyright infringement and plagiarism on the author's side.

A reviewer who feels unqualified to review the topic of a manuscript or knows that its prompt review will be impossible should notify the editor and excuse himself from the review process.

The editor informs the reviewers that the manuscripts are confidential information and that this is a privileged interaction. The reviewers and editorial board cannot discuss the manuscripts with other persons. The anonymity of the referees must be ensured. In particular situations, the editor may share the review of one reviewer with other reviewers to clarify a particular point.

### **Peer Review Process**

Submitted manuscripts that pass preliminary control are scanned for plagiarism using iThenticate software. After plagiarism check, the eligible ones are evaluated by Editor-in-Chief for their originality, methodology, the importance of the subject covered and compliance with the journal scope. Editor-in-Chief evaluates manuscripts for their scientific content without regard to ethnic origin, gender, sexual orientation, citizenship, religious belief or political philosophy of the authors and ensures a fair double-blind peer review of the selected manuscripts.

The selected manuscripts are sent to at least two national/international external referees for evaluation and publication decision is given by Editor-in-Chief upon modification by the authors in accordance with the referees' claims.

Editor-in-Chief does not allow any conflicts of interest between the authors, editors and reviewers and is responsible for final decision for publication of the manuscripts in the Journal.

Reviewers' judgments must be objective. Reviewers' comments on the following aspects are expected while conducting the review.

- Does the manuscript contain new and significant information?
- Does the abstract clearly and accurately describe the content of the manuscript?
- Is the problem significant and concisely stated?
- Are the methods described comprehensively?
- Are the interpretations and conclusions justified by the results?
- Is adequate references made to other Works in the field?
- Is the language acceptable?

Reviewers must ensure that all the information related to submitted manuscripts is kept as confidential and must report to the editor if they are aware of copyright infringement and plagiarism on the author's side.

A reviewer who feels unqualified to review the topic of a manuscript or knows that its prompt review will be impossible should notify the editor and excuse himself from the review process.

The editor informs the reviewers that the manuscripts are confidential information and that this is a privileged interaction. The reviewers and editorial board cannot discuss the manuscripts with other persons. The anonymity of the referees is important.

### **Publication Ethics and Malpractice Statement**

EKOIST Journal of Econometrics and Statistics is committed to upholding the highest standards of publication ethics and pays regard to Principles of Transparency and Best Practice in Scholarly Publishing published by the Committee on Publication Ethics (COPE), the Directory of Open Access Journals (DOAJ), the Open Access Scholarly Publishers Association (OASPA), and the World Association of Medical Editors (WAME) on <https://publicationethics.org/resources/guidelines-new/principles-transparency-and-best-practice-scholarly-publishing>

All parties involved in the publishing process (Editors, Reviewers, Authors and Publishers) are expected to agree on the following ethical principles.

All submissions must be original, unpublished (including as full text in conference proceedings), and not under the review of any other publication synchronously. Each manuscript is reviewed by one of the editors and at least two referees under double-blind peer review process. Plagiarism, duplication, fraud authorship/denied authorship, research/data fabrication, salami slicing/salami publication, breaching of copyrights, prevailing conflict of interest are unethical behaviors.

All manuscripts not in accordance with the accepted ethical standards will be removed from the publication. This also contains any possible malpractice discovered after the publication. In accordance with the code of conduct we will report any cases of suspected plagiarism or duplicate publishing.

### **Research Ethics**

The journal adheres to the highest standards in research ethics and follows the principles of international research ethics as defined below. The authors are responsible for the compliance of the manuscripts with the ethical rules.

- Principles of integrity, quality and transparency should be sustained in designing the research, reviewing the design and conducting the research.
- The research team and participants should be fully informed about the aim, methods, possible uses and requirements of the research and risks of participation in research.
- The confidentiality of the information provided by the research participants and the confidentiality of the respondents should be ensured. The research should be designed to protect the autonomy and dignity of the participants.
- Research participants should participate in the research voluntarily, not under any coercion.
- Any possible harm to participants must be avoided. The research should be planned in such a way that the participants are not at risk.
- The independence of research must be clear; and any conflict of interest or must be disclosed.
- In experimental studies with human subjects, written informed consent of the participants who decide to participate in the research must be obtained. In the case of children and those under wardship or with confirmed insanity, legal custodian's assent must be obtained.
- If the study is to be carried out in any institution or organization, approval must be obtained from this institution or organization.
- In studies with human subject, it must be noted in the method's section of the manuscript that the informed consent of the participants and ethics committee approval from the institution where the study has been conducted have been obtained.

### Author Responsibilities

It is authors' responsibility to ensure that the article is in accordance with scientific and ethical standards and rules. And authors must ensure that submitted work is original. They must certify that the manuscript has not previously been published elsewhere or is not currently being considered for publication elsewhere, in any language. Applicable copyright laws and conventions must be followed. Copyright material (e.g. tables, figures or extensive quotations) must be reproduced only with appropriate permission and acknowledgement. Any work or words of other authors, contributors, or sources must be appropriately credited and referenced.

All the authors of a submitted manuscript must have direct scientific and academic contribution to the manuscript. The author(s) of the original research articles is defined as a person who is significantly involved in "conceptualization and design of the study", "collecting the data", "analyzing the data", "writing the manuscript", "reviewing the manuscript with a critical perspective" and "planning/conducting the study of the manuscript and/or revising it". Fund raising, data collection or supervision of the research group are not sufficient roles to be accepted as an author. The author(s) must meet all these criteria described above. The order of names in the author list of an article must be a co-decision and it must be indicated in the Copyright Agreement Form. The individuals who do not meet the authorship criteria but contributed to the study must take place in the acknowledgement section. Individuals providing technical support, assisting writing, providing a general support, providing material or financial support are examples to be indicated in acknowledgement section.

All authors must disclose all issues concerning financial relationship, conflict of interest, and competing interest that may potentially influence the results of the research or scientific judgment.

When an author discovers a significant error or inaccuracy in his/her own published paper, it is the author's obligation to promptly cooperate with the Editor to provide retractions or corrections of mistakes.

### Responsibility for the Editor and Reviewers

Editor-in-Chief evaluates manuscripts for their scientific content without regard to ethnic origin, gender, sexual orientation, citizenship, religious belief or political philosophy of the authors. He/She provides a fair double-blind peer review of the submitted articles for publication and ensures that all the information related to submitted manuscripts is kept as confidential before publishing.

Editor-in-Chief is responsible for the contents and overall quality of the publication. He/She must publish errata pages or make corrections when needed.

Editor-in-Chief does not allow any conflicts of interest between the authors, editors and reviewers. Only he has the full authority to assign a reviewer and is responsible for final decision for publication of the manuscripts in the Journal.

Reviewers must have no conflict of interest with respect to the research, the authors and/or the research funders. Their judgments must be objective.

Reviewers must ensure that all the information related to submitted manuscripts is kept as confidential and must report to the editor if they are aware of copyright infringement and plagiarism on the author's side.

A reviewer who feels unqualified to review the topic of a manuscript or knows that its prompt review will be impossible should notify the editor and excuse himself from the review process.

The editor informs the reviewers that the manuscripts are confidential information and that this is a privileged interaction. The reviewers and editorial board cannot discuss the manuscripts with other persons. The anonymity of the referees must be ensured. In particular situations, the editor may share the review of one reviewer with other reviewers to clarify a particular point.



**MANUSCRIPT SUBMISSION GUIDE****Language**

The language of the journal is both Turkish and English.

**Manuscript Organization and Submission**

All correspondence will be sent to the first-named author unless otherwise specified. Manuscript is to be submitted online via <http://ekoist.istanbul.edu.tr> and it must be accompanied by a cover letter indicating that the manuscript is intended for publication, specifying the article category (i.e. research article, review etc.) and including information about the manuscript (see the Submission Checklist). Manuscripts should be prepared in Microsoft Word 2003 and upper versions. In addition, Copyright Agreement Form that has to be signed by all authors must be submitted.

1. The manuscripts should be in A4 paper standards: having 2.5 cm margins from right, left, bottom and top, Times New Roman font style in 12 font size and line spacing of 1.5.
2. The manuscripts should contain between 4500 and 8500 words and the page numbers must be at the bottom and in the middle.
3. The name(s) of author(s) should be given just beneath the title of the study aligned to the right. Also the affiliation, title, e-mail and phone of the author(s) must be indicated on the bottom of the page as a footnote marked with an asterisk (\*).
4. Submitted manuscripts in Turkish must have before the introduction section, the abstract both in Turkish and English, between 200 and 250 words and an extended abstract in English between 600-800 words, summarizing the scope, the purpose, the results of the study and the methodology used. Underneath the abstracts, 3 to 5 keywords that inform the reader about the content of the study should be specified in Turkish and in English. If the manuscript is written in English, it must include an abstract only in English.
5. The manuscripts should contain mainly these components: title, abstract and keywords; extended abstract, body text with sections, footnotes and references.
6. The 6<sup>th</sup> version of the APA (American Psychological Association) reference style should be used for in-text citation and references list. For information and samples on the APA 6 style please refer to <http://ekoist.istanbul.edu.tr/en/content/information-for-authors/references> and/or REFERENCES section in the Information for Authors.
7. Tables, graphs and figures can be given with a number and a defining title if and only if it is necessary to follow the idea of the article. The title of table should be placed above the table; caption of figure should be placed beneath the figure. Features like demographic characteristics that can be given within the text should not be indicated as tables separately.
8. A title page including author information must be submitted together with the manuscript. The title page is to include fully descriptive title of the manuscript and, affiliation, title, e-mail address, postal address, phone and fax number of the author(s) (see The Submission Checklist).
9. Authors are responsible for all statements made in their work submitted to the Journal for publication.
10. The author(s) can be asked to make some changes in their articles due to peer reviews.
11. A copy of the journal will be sent to each author of the accepted articles upon their request.
12. The manuscripts that were submitted to the journal will not be returned whether they are published or not.

**REFERENCES**

Although references to review articles can be an efficient way to guide readers to a body of literature, review articles do not always reflect original work accurately. Readers should therefore be provided with direct references to original research sources whenever possible. On the other hand, extensive lists of references to original work on a topic can use excessive space on the printed page. Small numbers of references to key original papers often serve as well as more exhaustive lists, particularly since references can now be added to the electronic version of published papers,

and since electronic literature searching allows readers to retrieve published literature efficiently. Papers accepted but not yet included in the issue are published online in the Early View section and they should be cited as “advance online publication”. Citing a “personal communication” should be avoided unless it provides essential information not available from a public source, in which case the name of the person and date of communication should be cited in parentheses in the text. For scientific articles, written permission and confirmation of accuracy from the source of a personal communication must be obtained.

### Reference Style and Format

EKOIST: Journal of Econometrics and Statistics complies with APA (American Psychological Association) style 6<sup>th</sup> Edition for referencing and quoting. For more information:

- - American Psychological Association. (2010). Publication manual of the American Psychological Association (6<sup>th</sup> ed.). Washington, DC: APA.
- <http://www.apastyle.org>

### Citations in the Text

Citations must be indicated with the author surname and publication year within the parenthesis.

If more than one citation is made within the same paranthesis, separate them with (;).

### Samples:

#### *More than one citation;*

(Esin, et al., 2002; Karasar, 1995)

#### *Citation with one author;*

(Akyolcu, 2007)

#### *Citation with two authors;*

(Sayiner & Demirci, 2007)

#### *Citation with three, four, five authors;*

First citation in the text: (Ailen, Ciambrune, & Welch, 2000) Subsequent citations in the text: (Ailen, et al., 2000)

#### *Citations with more than six authors;*

(Çavdar, et al., 2003)

### Citations in the Reference

All the citations done in the text should be listed in the References section in alphabetical order of author surname without numbering. Below given examples should be considered in citing the references.

### Basic Reference Types

#### Book

##### *a) Turkish Book*

Karasar, N. (1995). *Araştırmalarda rapor hazırlama* (8<sup>th</sup> ed.) [Preparing research reports]. Ankara, Turkey: 3A Eğitim Danışmanlık Ltd.

##### *b) Book Translated into Turkish*

Mucchielli, A. (1991). *Zihniyetler* [Mindsets] (A. Kotil, Trans.). İstanbul, Turkey: İletişim Yayınları.

##### *c) Edited Book*

Ören, T., Üney, T., & Çölkesen, R. (Eds.). (2006). *Türkiye bilişim ansiklopedisi* [Turkish Encyclopedia of Informatics]. İstanbul, Turkey: Papatya Yayıncılık.

**d) Turkish Book with Multiple Authors**

Tonta, Y., Bitirim, Y., & Sever, H. (2002). *Türkçe arama motorlarında performans değerlendirme* [Performance evaluation in Turkish search engines]. Ankara, Turkey: Total Bilişim.

**e) Book in English**

Kamien R., & Kamien A. (2014). *Music: An appreciation*. New York, NY: McGraw-Hill Education.

**f) Chapter in an Edited Book**

Bassett, C. (2006). Cultural studies and new media. In G. Hall & C. Birchall (Eds.), *New cultural studies: Adventures in theory* (pp. 220–237). Edinburgh, UK: Edinburgh University Press.

**g) Chapter in an Edited Book in Turkish**

Erkmen, T. (2012). Örgüt kültürü: Fonksiyonları, öğeleri, işletme yönetimi ve liderlikteki önemi [Organization culture: Its functions, elements and importance in leadership and business management]. In M. Zencirkıran (Ed.), *Örgüt sosyolojisi* [Organization sociology] (pp. 233–263). Bursa, Turkey: Dora Basım Yayın.

**h) Book with the same organization as author and publisher**

American Psychological Association. (2009). *Publication manual of the American psychological association* (6<sup>th</sup> ed.). Washington, DC: Author.

**Article****a) Turkish Article**

Mutlu, B., & Savaşer, S. (2007). Çocuğu ameliyat sonrası yoğun bakımda olan ebeveynlerde stres nedenleri ve azaltma girişimleri [Source and intervention reduction of stress for parents whose children are in intensive care unit after surgery]. *Istanbul University Florence Nightingale Journal of Nursing*, 15(60), 179–182.

**b) English Article**

de Cillia, R., Reisigl, M., & Wodak, R. (1999). The discursive construction of national identity. *Discourse and Society*, 10(2), 149–173. <http://dx.doi.org/10.1177/0957926599010002002>

**c) Journal Article with DOI and More Than Seven Authors**

Lal, H., Cunningham, A. L., Godeaux, O., Chlibek, R., Diez-Domingo, J., Hwang, S.-J. Heineman, T. C. (2015). Efficacy of an adjuvanted herpes zoster subunit vaccine in older adults. *New England Journal of Medicine*, 372, 2087–2096. <http://dx.doi.org/10.1056/NEJMoal501184>

**d) Journal Article from Web, without DOI**

Sidani, S. (2003). Enhancing the evaluation of nursing care effectiveness. *Canadian Journal of Nursing Research*, 35(3), 26–38. Retrieved from <http://cjr.mcgill.ca>

**e) Journal Article with DOI**

Turner, S. J. (2010). Website statistics 2.0: Using Google Analytics to measure library website effectiveness. *Technical Services Quarterly*, 27, 261–278. <http://dx.doi.org/10.1080/07317131003765910>

**f) Advance Online Publication**

Smith, J. A. (2010). Citing advance online publication: A review. *Journal of Psychology*. Advance online publication. <http://dx.doi.org/10.1037/a45d7867>

**g) Article in a Magazine**

Henry, W. A., III. (1990, April 9). Making the grade in today's schools. *Time*, 135, 28–31.

**Doctoral Dissertation, Master's Thesis, Presentation, Proceeding****a) Dissertation/Thesis from a Commercial Database**

Van Brunt, D. (1997). *Networked consumer health information systems* (Doctoral dissertation). Available from ProQuest Dissertations and Theses database. (UMI No. 9943436)

**b) Dissertation/Thesis from an Institutional Database**

Yaylalı-Yıldız, B. (2014). *University campuses as places of potential publicness: Exploring the political, social and cultural practices in Ege University* (Doctoral dissertation). Retrieved from Retrieved from: <http://library.iyte.edu.tr/tr/hizli-erisim/iyte-tez-portali>

**c) Dissertation/Thesis from Web**

Tonta, Y. A. (1992). *An analysis of search failures in online library catalogs* (Doctoral dissertation, University of California, Berkeley). Retrieved from <http://yunus.hacettepe.edu.tr/tonta/yayinlar/phd/ickapak.html>

**d) Dissertation/Thesis abstracted in Dissertations Abstracts International**

Appelbaum, L. G. (2005). Three studies of human information processing: Texture amplification, motion representation, and figure-ground segregation. *Dissertation Abstracts International: Section B. Sciences and Engineering*, 65(10), 5428.

**e) Symposium Contribution**

Krinsky-McHale, S. J., Zigman, W. B., & Silverman, W. (2012, August). Are neuropsychiatric symptoms markers of prodromal Alzheimer's disease in adults with Down syndrome? In W. B. Zigman (Chair), *Predictors of mild cognitive impairment, dementia, and mortality in adults with Down syndrome*. Symposium conducted at the meeting of the American Psychological Association, Orlando, FL.

**f) Conference Paper Abstract Retrieved Online**

Liu, S. (2005, May). *Defending against business crises with the help of intelligent agent based early warning solutions*. Paper presented at the Seventh International Conference on Enterprise Information Systems, Miami, FL. Abstract retrieved from [http://www.iceis.org/iceis2005/abstracts\\_2005.htm](http://www.iceis.org/iceis2005/abstracts_2005.htm)

**g) Conference Paper - In Regularly Published Proceedings and Retrieved Online**

Herculano-Houzel, S., Collins, C. E., Wong, P., Kaas, J. H., & Lent, R. (2008). The basic nonuniformity of the cerebral cortex. *Proceedings of the National Academy of Sciences*, 105, 12593–12598. <http://dx.doi.org/10.1073/pnas.0805417105>

**h) Proceeding in Book Form**

Parsons, O. A., Pryzwansky, W. B., Weinstein, D. J., & Wiens, A. N. (1995). Taxonomy for psychology. In J. N. Reich, H. Sands, & A. N. Wiens (Eds.), *Education and training beyond the doctoral degree: Proceedings of the American Psychological Association National Conference on Postdoctoral Education and Training in Psychology* (pp. 45–50). Washington, DC: American Psychological Association.

**i) Paper Presentation**

Nguyen, C. A. (2012, August). *Humor and deception in advertising: When laughter may not be the best medicine*. Paper presented at the meeting of the American Psychological Association, Orlando, FL.

**Other Sources****a) Newspaper Article**

Browne, R. (2010, March 21). This brainless patient is no dummy. *Sydney Morning Herald*, 45.

**b) Newspaper Article with no Author**

New drug appears to sharply cut risk of death from heart failure. (1993, July 15). *The Washington Post*, p. A12.

**c) Web Page/Blog Post**

Bordwell, D. (2013, June 18). David Koepf: Making the world movie-sized [Web log post]. Retrieved from <http://www.davidbordwell.net/blog/page/27/>

**d) Online Encyclopedia/Dictionary**

Ignition. (1989). In *Oxford English online dictionary* (2<sup>nd</sup> ed.). Retrieved from <http://dictionary.oed.com>

Marcoux, A. (2008). Business ethics. In E. N. Zalta (Ed.). *The Stanford encyclopedia of philosophy*. Retrieved from <http://plato.stanford.edu/entries/ethics-business/>

**e) Podcast**

Dunning, B. (Producer). (2011, January 12). *in Fact: Conspiracy theories* [Video podcast]. Retrieved from <http://itunes.apple.com/>

**f) Single Episode in a Television Series**

Egan, D. (Writer), & Alexander, J. (Director). (2005). Failure to communicate. [Television series episode]. In D. Shore (Executive producer), *House*; New York, NY: Fox Broadcasting.

**g) Music**

Fuchs, G. (2004). Light the menorah. On *Eight nights of Hanukkah* [CD]. Brick, NJ: Kid Kosher.

**SUBMISSION CHECKLIST**

Ensure that the following items are present:

- Cover letter to the editor
  - The category of the manuscript
  - Confirming that “the paper is not under consideration for publication in another journal”.
  - Including disclosure of any commercial or financial involvement.
  - Confirming that the statistical design of the research article is reviewed.
  - Confirming that last control for fluent English was done.
  - Confirming that journal policies detailed in Information for Authors have been reviewed.
  - Confirming that the references cited in the text and listed in the references section are in line with APA 6.
- Copyright Agreement Form
- Permission of previously published copyrighted material if used in the present manuscript
- Title page
  - The category of the manuscript
  - The title of the manuscript
  - All authors’ names and affiliations (institution, faculty/department, city, country), e-mail addresses
  - Corresponding author’s email address, full postal address, telephone and fax number
  - ORCID’s of all authors.
- Main Manuscript Document
  - The title of the manuscript
  - Abstract (200-250 words)
  - Key words: 3 to 5 words
  - Main article sections
  - Grant support (if exists)
  - Conflict of interest (if exists)
  - Acknowledgement (if exists)
  - References
  - All tables, illustrations (figures) (including title, description, footnotes)


**İstanbul Üniversitesi**  
 İstanbul University

**EKOIST: Ekonometri ve İstatistik Dergisi**  
 EKOIST Journal of Econometrics and Statistics

**Telif Hakkı Anlaşması Formu**  
 Copyright Agreement Form

|   |  |
|---|--|
| <b>Sorumlu yazar</b><br><i>Responsible/Corresponding author</i> |  |
| <b>Makalenin başlığı</b><br><i>Title of manuscript</i>          |  |
| <b>Kabul Tarihi</b><br><i>Acceptance date</i>                   |  |
| <b>Yazarların listesi</b><br><i>List of authors</i>             |  |

| Sıra<br>No | Adı-Soyadı<br>Name - Surname | E-Posta<br>E-mail | İmza<br>Signature | Tarih<br>Date |
|------------|------------------------------|-------------------|-------------------|---------------|
| 1          |                              |                   |                   |               |
| 2          |                              |                   |                   |               |
| 3          |                              |                   |                   |               |
| 4          |                              |                   |                   |               |
| 5          |                              |                   |                   |               |

**Makalenin türü (Araştırma makalesi, Derleme, v.b.)**  
*Manuscript Type (Research Article, Review, etc.)*
**Sorumlu yazarın,**  
*Responsible/Corresponding author's,*

|                        |  |  |
|------------------------|--|--|
| <b>Çalıştığı kurum</b> | <i>(University/company/institititon)</i> |  |
| <b>Posta adresi</b>    | <i>(Address)</i>                         |  |
| <b>e-posta</b>         | <i>(e-mail)</i>                          |  |
| <b>Telefon no; GSM</b> | <i>(Phone / mobile phone)</i>            |  |

**Yazar(lar) aşağıdaki hususları kabul eder:**

Sunulan makalenin yazar(lar)ın orijinal çalışması olduğunu ve intihal yapmadıklarını,  
 Tüm yazarların bu çalışmaya asli olarak katılmış olduklarını ve bu çalışma için her türlü sorumluluğu aldıklarını,  
 Tüm yazarların sunulan makalenin son halini gördüklerini ve onayladıklarını,  
 Makalenin başka bir yerde basılmadığını veya basılmak için sunulmadığını,  
 Makalede bulunan metnin, şekillerin ve dokümanların diğer şahıslara ait olan Telif Haklarını ihlal etmediğini kabul ve taahhüt ederler.  
 İSTANBUL ÜNİVERSİTESİ'nin bu fikri eseri, Creative Commons Atıf-GayriTicari 4.0 Uluslararası (CC BY-NC 4.0) lisansı ile yayınlamasına izin verirler.  
 Creative Commons Atıf-GayriTicari 4.0 Uluslararası (CC BY-NC 4.0) lisansı, eserin ticari kullanım dışında her boyut ve formatta paylaşılmasına, kopyalanmasına, çoğaltılmasına ve orijinal esere uygun şekilde atıfta bulunmak kaydıyla yeniden düzenleme, dönüştürme ve eserin üzerine inşa etme dâhil adapte edilmesine izin verir.  
 Yazar(lar)ın veya varsa yazar(lar)ın işverenin telif dâhil patent hakları, fikri mülkiyet hakları saklıdır.  
 Ben/Biz, telif hakkı ihlali nedeniyle üçüncü şahıslarca vuku bulacak hak talebi veya açılacak davalarda İSTANBUL ÜNİVERSİTESİ ve Dergi Editörlerinin hiçbir sorumluluğunun olmadığını, tüm sorumluluğun yazarlara ait olduğunu taahhüt ederim/ederiz.  
 Ayrıca Ben/Biz makalede hiçbir suç unsuru veya kanuna aykırı ifade bulunmadığını, araştırma yapılırken kanuna aykırı herhangi bir malzeme ve yöntem kullanılmadığını taahhüt ederim/ederiz.  
 Bu Telif Hakkı Anlaşması Formu tüm yazarlar tarafından imzalanmalıdır/onaylanmalıdır. Form farklı kurumlarda bulunan yazarlar tarafından ayrı kopyalar halinde doldurularak sunulabilir. Ancak, tüm imzaların orijinal veya kanıtlanabilir şekilde onaylı olması gerekir.

**The author(s) agrees that:**

The manuscript submitted is his/her/their own original work and has not been plagiarized from any prior work,  
 all authors participated in the work in a substantive way and are prepared to take public responsibility for the work,  
 all authors have seen and approved the manuscript as submitted,  
 the manuscript has not been published and is not being submitted or considered for publication elsewhere,  
 the text, illustrations, and any other materials included in the manuscript do not infringe upon any existing copyright or other rights of anyone.  
 İSTANBUL UNIVERSITY will publish the content under Creative Commons Attribution-NonCommercial 4.0 International (CC BY-NC 4.0) license that gives permission to copy and redistribute the material in any medium or format other than commercial purposes as well as remix, transform and build upon the material by providing appropriate credit to the original work.  
 The Contributor(s) or, if applicable the Contributor's Employer, retain(s) all proprietary rights in addition to copyright, patent rights.  
 I/We indemnify İSTANBUL UNIVERSITY and the Editors of the Journals, and hold them harmless from any loss, expense or damage occasioned by a claim or suit by a third party for copyright infringement, or any suit arising out of any breach of the foregoing warranties as a result of publication of my/our article. I/We also warrant that the article contains no libelous or unlawful statements and does not contain material or instructions that might cause harm or injury.  
 This Copyright Agreement Form must be signed/ratified by all authors. Separate copies of the form (completed in full) may be submitted by authors located at different institutions; however, all signatures must be original and authenticated.

|   |                       |                   |
|---|-----------------------|-------------------|
| <b>Sorumlu yazarın;</b><br><i>Responsible/Corresponding author's;</i> | <b>İmza/Signature</b> | <b>Tarih/Date</b> |
|   |                       | ...../...../..... |