



İktisat Politikası Arařtırmaları Dergisi

Journal of Economic Policy Researches

Cilt / Volume: 11 Sayı / Issue: 2 Yıl / Year: 2024

Indexing and Abstracting

TÜBİTAK-ULAKBİM TR Dizin

RePEc IDEAS

RePEc EconPapers

DOAJ

ERIH PLUS

SOBIAD

EBSCO Business Source Ultimate

Cabells Journalytics

Web of Science – Emerging Sources Citation Index



Owner / Sahibi

Prof. Dr. Ahmet İNCEKARA

İstanbul Üniversitesi, İktisat Fakültesi, İstanbul, Türkiye
Istanbul University, Faculty of Economics, Istanbul, Türkiye

Responsible Manager / Sorumlu Yazı İşleri Müdürü

Arař. Gör. Yeřim ERÖNAL

İstanbul Üniversitesi, İktisat Fakültesi, İstanbul, Türkiye
Istanbul University, Faculty of Economics, Istanbul, Türkiye

Correspondence Address / Yazıřma Adresi

Istanbul University Center for Practice and
Research in Economic Policy, 34452, Beyazıt/İSTANBUL
Türkiye

Phone / Telefon: +90 212 440 00 00

Fax: +90 (212) 520 82 86

E-mail: jepr@istanbul.edu.tr

<https://iupress.istanbul.edu.tr/tr/journal/jepr/home>

Publisher / Yayıncı

Istanbul University Press / İstanbul Üniversitesi Yayınevi

Istanbul University Central Campus,
34452 Beyazıt, Fatih / İstanbul - Türkiye

Phone / Telefon: +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.

Publication Type / Yayın Türü: Periodical / Yaygın Süreli

EDITORIAL MANAGEMENT BOARD / DERGİ YAZI KURULU

Editors-in-Chief / Baş Editör

Prof. Dr. Ahmet İNCEKARA – Istanbul University, Faculty of Economics, Department of Economics, Istanbul, Türkiye – incekara@istanbul.edu.tr

Prof. Dr. Halil TUNALI – Istanbul University, Faculty of Economics, Department of Economics, Istanbul, Türkiye – htunali@istanbul.edu.tr

Co-Editors-in-Chief / Baş Editör Yardımcısı

Prof. Dr. Mehmet Kutluğhan Savaş ÖKTE – Istanbul University, Faculty of Economics, Department of Economics, Istanbul, Türkiye – mokte@istanbul.edu.tr

Prof. Dr. Murat USTAOĞLU – Istanbul University, Faculty of Economics, Department of Economics, Istanbul, Türkiye – ustaoglu@istanbul.edu.tr

Editorial Assistant / Editoryal Asistan

Dr. Muhammet Sait Bozik – Istanbul, Türkiye – msaitbozik@gmail.com

Research Assistant Elif SATILMIŞ ERBAY – Istanbul University, Faculty of Economics, Department of Economics, Istanbul, Türkiye – elif.satilmis@istanbul.edu.tr

Research Assistant Abdullah Şuhan GÜRBÜZ – Istanbul University, Faculty of Economics, Department of Economics, Istanbul, Türkiye – suhangurbuz@istanbul.edu.tr

Research Assistant Betül PİŞKİN – Istanbul University, Faculty of Economics, Department of Economics, Istanbul, Türkiye – betulpiskin@istanbul.edu.tr

Research Assistant Büşra KESİCİ – Istanbul University, Faculty of Economics, Department of Economics, Istanbul, Türkiye – kesici.busra@istanbul.edu.tr

Research Assistant Nakşidil ALPARSLAN – Istanbul University, Faculty of Economics, Department of Economics, Istanbul, Türkiye – naksidil.alparslan@istanbul.edu.tr

Dr. Murat İSTEKLİ – Istanbul, Türkiye – muratistekli55@gmail.com

Editorial Management Board Member / Yazı Kurulu Üyesi

Dr. Betül Mutlugün – Istanbul University, Faculty of Economics, Department of Economics, Istanbul, Türkiye – betul.mutlugun@istanbul.edu.tr

English Language Editor/İngilizce Dil Editörü

Elizabeth Mary EARL – Istanbul University, Department of Foreign Languages, Istanbul, Türkiye – elizabeth.earl@istanbul.edu.tr

Responsible Manager / Sorumlu Yazı İşleri Müdürü

Research Assistant Yeşim ERÖNAL – Istanbul University, Faculty of Economics, Department of Economics, Istanbul, Türkiye – yesimeronal@istanbul.edu.tr

Publicity Manager/Tanıtım Yöneticisi

Research Assistant Betül Pişkin – Istanbul University, Faculty of Economics, Department of Economics, Istanbul, Türkiye – betulpiskin@istanbul.edu.tr

Ethics Editor/Etik Editörü

Prof. Murat Ustaoglu – Istanbul University, Faculty of Economics, Department of Economics, Istanbul, Türkiye – ustaoglu@istanbul.edu.tr

EDITORIAL BOARD / YAYIN KURULU

Prof. Dr. Sudi Apak – Istanbul Esenyurt University, Faculty of Engineering, Department of Industrial Engineering, City, Country – info@sudiapak.com.tr

Prof. Dr. Erişah ARICAN – Marmara University, Institute of Banking and Insurance, Department of Banking, Istanbul, Türkiye – erisaharican@marmara.edu.tr

Prof. Dr. Kenan AYDIN – Yıldız Technical University, Faculty of Economics and Administrative Sciences, Department of Administration, İstanbul, Türkiye – kaydin@yildiz.edu.tr

Dr. David BENNETT – Northumbria University, Newcastle Business School, Newcastle, United-Kingdom – d.bennett@northumbria.ac.uk

Dr. Joseph Berechman – The City College of New York, Department of Economics and Business, New York, United States – jberechman@ccny.cuny.edu

Prof. Dr. Veysel Bozkurt – Istanbul University, Faculty of Economics, Department of Economics, Istanbul, Türkiye – vbozkurt@istanbul.edu.tr

Prof. Dr. Mehmet Demirbağ – University of Essex, Essex Business School, Colchester, United-Kingdom – mdemirc@essex.ac.uk

Prof. Dr. Dilek Demirbaş – İstanbul University, Faculty of Economics, Department of Economics, İstanbul, Türkiye – dilek.demirbas@istanbul.edu.tr

Prof. Dr. Mithat Zeki Dinçer – İstanbul University, Faculty of Economics, Department of Economics, İstanbul, Türkiye – mzdincer@istanbul.edu.tr

Prof. Dr. Metin Ercan – Boğaziçi University, Faculty of Economics and Administrative Sciences, Department of Management, İstanbul, Türkiye – mercan@boun.edu.tr

Prof. Dr. Javed G. Hussain – Birmingham City University, Department of Accountancy and Finance, Birmingham, United-Kingdom – javed.hussain@bcu.ac.uk

Prof. Dr. Ahmet İNCEKARA – İstanbul University, Faculty of Economics, Department of Economics, İstanbul, Türkiye – incekara@istanbul.edu.tr

Dr. Fuadah Johari – Sians İslam Üniversitesi, İktisat ve Muamalat Fakültesi, Negeri Sembilan, Malezya – fuadah@usim.edu.my

Doç. Dr. Alexandre Olbrecht – Ramapo College of New Jersey, Anisfield School of Business, New-Jersey, United-States – aolbrech@ramapo.edu

Prof. Dr. İla Patnaik – National Institute of Public Finance and Policy, New-Delhi, India – ilapatnaik@gmail.com

Dr. Brian Snowdon – Durham University, Business School, Durham, United Kingdom – brian.snowdon@durham.ac.uk

Assist. Prof. Halil Şimşek – Ankara Social Sciences University, Faculty of Islamic Sciences, Ankara, Türkiye – halil.simsek@asbu.edu.tr

Prof. Yusuf Tuna – Istanbul Ticaret University, Ankara, Türkiye – ytuna@ticaret.edu.tr

Dr. Dimitrios Pontitakis – The European Commission, EU Joint Research Centre (JRC), Brussels, Belgium – dimitrios.pontitakis@ec.europa.eu

Prof. Dr. Halil TUNALI – İstanbul University, Faculty of Economics, Department of Economics, İstanbul, Türkiye – htunali@istanbul.edu.tr

EDITORIAL BOARD / YAYIN KURULU

Dr. Andrey Yukhanaev – Northumbria University, Newcastle Business School, Newcastle, United Kingdom – andrey.yukhanaev@northumbria.ac.uk

Prof. Dr. Murat USTAOĞLU – İstanbul University, Faculty of Economics, Department of Economics, İstanbul, Türkiye – ustaoglu@istanbul.edu.tr

Dr. Bilgehan Yıldız – Portland State University, Department of Engineering and Technology Management, Portland, United States – bilgehany@gmail.com

CONTENTS / İÇİNDEKİLER

RESEARCH ARTICLES / ARAŞTIRMA MAKALELERİ

Satınalma Gücü Paritesi Yaklaşımı: Teori, Literatür ve Türkiye Örneği İçin ADF-Temelli ve KPSS-Temelli Testlerden Kanıtlar

The Purchasing Power Parity Approach: Theory, Literature, and Evidence from the ADF-Based and KPSS-Based Tests for the Case of Türkiye

Fatih ÇİFTÇİ 115

Ekonomik Politika Belirsizliği ve Petrol Fiyatı Şoklarının Hisse Senedi Getirileri Üzerindeki Etkileri: Türkiye Üzerine Yapısal VAR Analizi

The Effects of Economic Policy Uncertainty and Oil Price Shocks on Stock Returns: A Structural VAR Analysis on Türkiye

Fatma ÜNLÜ 158

Causalities Between Exports, Imports, and Total Factor Productivity in Developing Countries: The Case of Türkiye, Brazil, India, and South Africa

Gelişmekte Olan Ülkelerde İhracat, İthalat ve Toplam Faktör Verimliliği Arasındaki Nedensellikler: Türkiye, Brezilya, Hindistan ve Güney Afrika Örneği

Mehmet Emre ÜNSAL 186

Finansal Okuryazarlığın Yatırım Piyasalarına Katılım Üzerindeki Etkisi: Üniversite Öğrencileri Üzerine Bir İnceleme

The Effect Of Financial Literacy On Participation In Investment Markets: A Study On University of Health Sciences Students

Barış SANCAK, Dilek DEMİRBAŞ 204

The Spillover Effects of Economic Policy Uncertainty on Turkish Unemployment

Ekonomi Politikası Belirsizliğinin Türkiye’de İşsizlik Üzerindeki Yayılma Etkileri

Ahmet GÜNEY, Mustafa KARAKUŞ, Nuriye GÜNEY 226

Denetimli Makine Öğrenmesi Yöntemleri ile Kredi Kartı Sahteciliğini Tahmin Etme: Karşılaştırmalı Analiz

Predicting Credit Card Fraud using Supervised Machine Learning Methods: Comparative Analysis

Güner ALTAN, Metin Recep ZAFER 242

Influence of the COVID-19 Pandemic on Exports in Türkiye: Evidence from ARDL Model

Covid-19 Salgınının Türkiye’nin İhracat Performansına Etkisi: ARDL Modelinden Kanıtlar

Zaim Reha YAŞAR 263

CONTENTS / İÇİNDEKİLER

- Neoliberal Kalkınma Yaklaşımlarında Dış Yardımın Rolü ve Etkisi
The Role and Impact of Foreign Aid in Neoliberal Development
Yahya GÜLSEVEN 278
- Interest Rate-Savings Nexus: Keynesian-Classical Debate Revisiting in OECD Economies
Faiz Oranı-Tasarruf İlişkisi: Keynesyen-Klasik Tartışmanın OECD Ekonomilerinde Yeniden Değerlendirilmesi
Abdullah Miraç BÜKEY 299
- Türkiye’de Yatırım Teşvikleri Etkinliğinin Yatırımcılar Açısından Değerlendirilmesi Üzerine Ampirik Bir Uygulama
Empirical Application of The Effectiveness of Investment Incentives in Türkiye From The Perspective of Investors
Necati Alp ERİLLİ, Şerife Merve KOŞAROĞLU, İlkay Noyan YALMAN, Sinan DÜNDAR, Selçuk Yasin YILDIZ 317
- Dış Borç-Ekonomik Büyüme İlişkisi: Türkiye Ekonomisi İçin Ekonometrik Bir Analiz
Relationship between External Debt and Economic Growth: An Econometric Analysis of the Turkish Economy
Yağmur YAVUZ, Mehmetiddik POLAT 334
- Finansal Gelişmişlik ve Gelir Eşitsizliği Arasındaki Parabolik İlişki Üzerine U Testi İncelemesi: Türkiye Örneği
Investigation of Parabolic Relationship Between Financial Development and Income Inequality using U Test: Analysis of Financial Curve in Türkiye
Nimet Melis ESENYEL İÇEN 355
- Relationship Between Household Consumption and Disaggregated Wealth Components in OECD Countries: Panel Data Analysis for the Period 2010-2017
OECD Ülkelerinde Hanehalkı Tüketimi ile Ayrıştırılmış Servet Bileşenleri Arasındaki İlişki: 2010-2017 Dönemi İçin Panel Veri Analizi
Ahmet Hamdi YANIK, Ahmet İNCEKARA 370

Satınalma Gücü Paritesi Yaklaşımı: Teori, Literatür ve Türkiye Örneği İçin ADF-Temelli ve KPSS-Temelli Testlerden Kanıtlar*

The Purchasing Power Parity Approach: Theory, Literature, and Evidence from the ADF-Based and KPSS-Based Tests for the Case of Türkiye

Fatih Çiftçi¹ 

ÖZ

Bu çalışmanın temel amacı, satınalma gücü paritesi (PPP) hipotezinin mutlak versiyonunun geçerliliğini, Türkiye ekonomisi bağlamında, Şubat 2001 sonrası dalgalı döviz kuru rejimi dönemi için ve alternatif araçlar kullanarak test etmektir. Bu çalışmayla ulaşılmak istenen tali amaçlar ise, PPP yaklaşımını kısaca tanıtmak ve konuya dair ekonometrik literatürü gözden geçirmektir. Çalışmanın ekonometrik uygulama kısmında, esas olarak, reel TL/USD kuru değişkeninin düzey-değerinde durağan olup olmadığı, ADF- ve KPSS-temelli birtakım geleneksel ve modern test teknikleri kullanılarak incelenmiştir. Bunun için, dönem-ortalama ve dönem-sonu değerleri itibariyle ölçümlenmiş 2 alternatif nominal TL/USD kuru serisi ile tüketici ve üretici fiyat endeksleri cinsinden tanımlanmış 2 alternatif ortalama fiyat serisinin kullanıldığı 4 farklı türde reel döviz kuru değişkeni oluşturulmuştur. Tüketici (üretici) fiyat endeksinin kullanıldığı 2 alternatif reel döviz kuru, 2001Q2-2022Q2 (2001Q2-2020Q1) dönemini kapsayan çeyreklik verilerle hesaplanmıştır. Birim-kök ve durağanlık testleri sonucunda, mutlak PPP hipotezinin, sadece yapısal kırılma olasılığının belirli bazı yöntemlerle dikkate alınması halinde geçerli olduğu, aksi halde geçerli olmadığı anlaşılmıştır. Bu çalışmada, ikincil olarak, nominal TL/USD kuru ve nispi fiyat değişkenleri arasında bir eşbütünlüşme ilişkisi olup olmadığı, yine bu 2 değişkenin alternatif versiyonları ve ADF- ve KPSS-temelli birkaç teknik kullanılarak, aynı veri-seti yardımıyla sorgulanmıştır. Buna göre, mutlak PPP hipotezi, modelde yapısal kırılma potansiyelinin dikkate alınması halinde güçlü, dikkate alınmaması halinde ise zayıf bir destek bulmuştur. Çalışmada kullanılan KPSS-temelli testler, ADF-temelli testlere nispetle, PPP ilişkisinin hem kısıtlı hem de kısıtsız formdaki geçerliliği lehine daha fazla kanıt sunmuştur. Ekonometrik analiz bulgularının ima ettiği sonuçlardan birisi, Türkiye’de nominal TL/USD kurunun denge değerinin, standart-PPP yaklaşımından ziyade, sınırlı-PPP yaklaşımı kullanılarak daha doğru bir biçimde belirlenebileceğidir.

Anahtar Kelimeler: Döviz kurları, Döviz kuru rejimi, Mutlak PPP hipotezi, Yapısal kırılmalı testler, Fourier-fonksiyonlu modeller

Jel Sınıflaması: C22, F02, F31

¹Dr. Öğr. Üyesi, Yozgat Bozok Üniversitesi, İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi, İktisat Bölümü, Yozgat, Türkiye

Sorumlu yazar /

Corresponding author: Fatih Çiftçi

E-posta / E-mail: fatih.ciftci@bozok.edu.tr

*Bu çalışmanın belirli bir kısmının özet hali, 11 Ekim 2022 tarihinde, V. Uluslararası Ekonomi, Siyaset ve Yönetim Sempozyumu bünyesinde düzenlenen çevrimiçi (online) toplantıda, Yazar tarafından sunulmuştur. Sempozyum bünyesinde sunulan (ve buradakinden farklı bir başlık taşıyan) söz konusu bildiri özetinin detaylı künye bilgisi için bkz. Çiftçi (2022).

Başvuru / Submitted : 27.04.2023

**Revizyon Talebi /
Revision Requested** : 11.07.2023

**Son Revizyon /
Last Revision Received** : 28.07.2023

Kabul / Accepted : 11.09.2023



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

ABSTRACT

The main aim of this study is to test, by using alternative tools, the validity of the absolute version of the purchasing power parity (PPP) hypothesis within the context of the Turkish economy for the post-February-2001-period of floating exchange rate regime. Additional aims pursued by the present study are to introduce briefly the PPP approach and review the relevant econometric literature. Using an array of ADF- and KPSS-based traditional and modern test techniques, the econometric implementation part of this paper has primarily been devoted to investigate whether the real TL/USD exchange rate variable is stationary at its level. To that end, four different types of the real exchange rate variable have been constructed, in which two alternate nominal TL/USD exchange rate series measured by the period-average and end-of-period values and two alternate average price series defined in terms of the consumer and producer price indexes were used. The two alternate real exchange rates that use the consumer (producer) price index were calculated by means of the quarterly data that comprise the period of 2001Q2-2022Q2 (2001Q2-2020Q1). Based on the unit-root and stationarity tests, it has been found that the absolute PPP hypothesis is valid only when the possibility of structural breaks is taken into account by using some particular methods. Otherwise, it has been found to be invalid. The secondary empirical analyses of this paper have questioned if there is a cointegration relationship between the variables of nominal TL/USD exchange rate and relative price, again, by using the alternate versions of the two variables and a number of ADF- and KPSS-based techniques. In doing so, the same data-set as above was utilized. Accordingly, the absolute PPP hypothesis has been supported strongly when the potential of a structural break in the model is taken into account, while the support has been found to be weak when the other way is the case. The KPSS-based tests used in the current study have provided more evidence in favor of the validity of the PPP relationship, both in its restricted and unrestricted forms, relative to the ADF-based tests. One of the conclusions implied by the findings of the econometric analyses is that the equilibrium value of the nominal TL/USD exchange rate in Türkiye can be determined more accurately by utilizing the qualified-PPP approach, rather than its standard version.

Keywords: Foreign exchange rates, Exchange rate regime, Absolute PPP hypothesis, Tests with structural breaks, Models with a Fourier-function

Jel Classification: C22, F02, F31

EXTENDED ABSTRACT

One of the topics that have intensively been examined and discussed in international economics literature, particularly since the 1980s, is whether the purchasing power parity (PPP) hypothesis is valid in reality. It is a well-known fact that the PPP doctrine that has a special place among different theories of exchange rates is built around a sound theoretical base, i.e., the notion of the law of one-price. However, when the studies testing the validity of the PPP approach, especially of its absolute version, through time-series techniques are reviewed generally, it can easily be inferred that no widespread evidence favoring the hypothesis has surfaced as yet. One may even go on to conclude that the findings obtained against it outweigh those of the opposite case when it comes to developing economies. The mixed evidence appeared in the literature can partly be attributed to the limitations of the traditional econometric methodologies and/or to the shortness of the time-spans that have been made use of in some of the studies. Indeed, the analyses taking account of potential structural breaks or non-linear developments in the relevant series or models have, in general, yielded more evidence in favor of the PPP approach relative to those making use of traditional methods. Besides, the studies utilizing time-spans that are relatively longer in terms of the number of years have typically provided more support to the PPP hypothesis than otherwise, probably because it is, in essence, a long-term phenomenon.

The fact that there has generally been a noticeable disagreement between the PPP doctrine and empirical evidence has motivated many researchers to carry out new studies on the subject, especially

for developing countries. Recent advancements in econometrics and the increasing numbers of observations emerging during the era of floating exchange rate regime have facilitated carrying out more reliable tests for the PPP hypothesis. Using a battery of alternative econometric techniques, this study attempts to uncover if the absolute PPP hypothesis holds good in the Turkish economy for the period in which the floating regime is effectively adopted. Specifically, during the political and economic crises that had begun towards the 20th of February, 2001, the Turkish exchange rate regime was, once and for all, switched from a type of crawling-peg regime to a floating one on the 22nd of the same month of 2001. The empirical investigations of the current study cover the time-periods spanning from just after this latest major change in the regime to the most recent available time-points that varied according to which one of the two average price indicators, i.e., the CPI and PPI series, was considered. The nominal exchange rate variables were measured based on two different types, i.e., the period-average and end-of-period rates. Therefore, four alternate real exchange rate variables or long-run regression models were made use of in testing the hypothesis. Those nominal and real exchange rate variables are defined in terms of the direct quotation between the Turkish Lira (TL) and the US Dollar (USD). The data employed here are of quarterly frequency.

The analyses of central interest in the current study were conducted by using the ADF-based unit-root tests and KPSS-based stationarity tests. Traditional versions of those tests, which do not take control of potential structural breaks, have all shown that each of the four alternate real exchange rate series has a unit-root at its level. Based on this incomplete picture, one might conclude that deviations from the equilibrium exchange rate implied by the PPP relationship are permanent. Secondary analyses conducted here within the same context relate to the question of whether there is a cointegration relationship between the variables of nominal exchange rate and relative price, for each model composed of alternate variables. Doing so has made it possible to determine whether the results of the unit-root and stationarity tests are sensitive to relaxing the restriction of “proportionality”. The findings from the traditional ADF-type cointegration tests have indicated that, with one exceptional case, there is no long-run equilibrium relationship between those two variables while the traditional KPSS-type cointegration tests have, in general, yielded findings showing that there does exist such a relationship. An important implication derived from these two types of tests is the lack of an unambiguous confirmatory evidence supporting the existence of a long-run relationship. Taking into consideration the results of these KPSS-type cointegration tests, I went ahead and estimated the long-run models by means of the dynamic OLS (DOLS) and fully-modified OLS (FMOLS) techniques. Those models have revealed that the coefficient estimates are significantly different from zero and the condition of proportionality is, as expected, not satisfied. To evaluate the findings obtained by using, and based on, the traditional cointegration tests shortly, one can say that the weak form of the absolute PPP hypothesis has been supported for the Turkish economy only weakly.

This study also contains some analyses in which a series of modern test procedures taking into account the possibility of structural breaks in the relevant real exchange rate variables are used. Among four different types of ADF-based tests that control for the structural break(s) in the variables of interest by way of the standard “dummy variable” approach, one type, which controls for two breaks, has produced strong evidence in favor of the PPP hypothesis. The other three, however, have returned findings indicating otherwise for almost all the alternative cases. Nevertheless, the KPSS-based tests used in this very context have unequivocally supported the validity of the hypothesis. What seemed intriguing based on these modern tests is that the findings obtained by

using the one-break version of the ADF unit-root test are clearly at odds with those of the one-break version of the KPSS stationarity test. Because of this contradiction, the ADF- and KPSS-based cointegration tests that control for one-break in the relevant model were also carried out in this study. The results obtained therefrom have shown that the contradictory findings just mentioned were, to a certain extent, resolved as a result of relaxing the restriction of proportionality. The long-run models estimated based on those tests by employing the DOLS and FMOLS estimators have provided robust evidence indicating the validity of the absolute PPP hypothesis with a break in its weak form. This study, on the other hand, benefited from a newer strand of unit-root and stationarity tests in which potential structural breaks in the relevant series are taken into account with the aid of a Fourier-function. The Fourier-ADF tests employed in this regard have unanimously shown that the PPP hypothesis is valid when the frequencies contained in the relevant Fourier-expansions are taken fractionally, and invalid when they are defined by integer values. Finally, the Fourier-KPSS tests with integer frequencies have, to a large extent, yielded evidence indicating the validity of the hypothesis.

Based upon the econometric analyses carried out in this study, one can derive a few “generalized” results. First, according to the findings from the traditional unit-root and stationarity tests, the absolute PPP hypothesis does not seem to hold in its restricted (or strong) form in Türkiye for the particular time-periods studied. It has, however, been found to hold true when a number of modern tests with higher performance are employed. Second, the KPSS-based modern tests with the null hypothesis of stationarity have provided more evidence favoring the PPP hypothesis, compared to the ADF-based modern tests taking the presence of a unit-root as their null hypothesis. Third, traditional cointegration tests that were used to determine whether the absolute PPP hypothesis is valid in its unrestricted (or weak) form have not yielded convincing evidence in its favor. Nonetheless, the cointegration tests taking the possibility of a break into account have returned some affirmative and confirmed findings in that regard. Fourth, it has been seen that the findings obtained both in favor of and against the hypothesis are not fragile to changing the measurement type of the exchange rate variable. Unlike this, the variables or models constructed with the PPI indicator have, in some cases, led to achieving more pronounced evidence in support of the PPP relationship, relative to those constructed with the CPI. Fifth, the findings obtained here have generally supported the qualified-PPP hypothesis, rather than its standard (Casselian) version. The reason for this is that the affirmative evidence that is mutually confirmed, to a certain degree, by two different types of tests has only come from the cases with structural breaks. Overall, the empirical analyses conducted in this paper reveal the non-trivial dependence of the results pertaining to the PPP hypothesis on the techniques and methods employed. They also imply that the equilibrium bilateral exchange rate between the TL and the USD can best be calculated by using the PPP models that take account of the possibility of structural breaks. It may nevertheless need to be emphasized that all the results presented herein should be approached with some caution because of the boundaries involved.

1. Giriş

1870’lerden itibaren bir grup ülke tarafından benimsenip uygulanan “altın-para standardı”na ve pür sabit kur rejimine dayalı uluslararası para sistemi, 1914 yılında, I. Dünya Savaşı’nın başlamasıyla birlikte hızla terkedildi (Eun & Resnick, 2015; Krugman, Obstfeld, & Melitz, 2012; Salvatore, 2013). Bu sistem, II. Dünya Savaşı’nın sonlarına kadar yerini genel olarak kabul gören ve kalıcı bir düzenlemeye bırakamamıştı. Bundan dolayı uluslararası mal, hizmet, ödeme ve sermaye akımları, söz konusu iki Savaş’ın arasındaki dönemde oldukça yavaşlamıştı (Salvatore, 2013; Eun

& Resnick, 2015; Seyidođlu, 2015). 1944 yılında, esas olarak uluslararası iktisadi ilişkileri yeniden düzenlemek maksadıyla, 44 ülkenin konsensüsüne istinaden, “Bretton Woods” adıyla bilinen yeni bir uluslararası para sisteminin kurulması kararlaştırıldı (Krugman vd., 2012; Salvatore, 2013). Bazı kesimler, ayarlanabilir sabit döviz kuru rejimine dayalı, ABD dolarının (USD’nin) başlıca rezerv (anahtar) para statüsünde olduđu ve altın ile dolar arasında sabit (ve taahhüt edilmiş) bir paritenin belirlendiđi Bretton Woods sisteminin, duraksayan uluslararası iktisadi ilişkileri canlandıracağı inancına sahiptiler. Diđer bir adı “altın-kambiyo standardı” olan bu sistem, belirli bir süre boyunca kendisinden beklenen işlevleri büyük ölçüde yerine getirebilmişti. Ancak, temelde sistemin dayandığı mantığın kendi içinde tutarlı olmayışı, kısaca “likidite-güven ikilemi”, 1971 yılında Bretton Woods sisteminin fiilen çökmesine neden oldu (Haberler, 1977; Krugman vd., 2012; Salvatore, 2013; Eun & Resnick, 2015; Seyidođlu, 2015).

1960’ların ortalarından itibaren ABD’nin giderek artan ödemeler bilançosu açıkları, doların devalüe edileceğine dair güçlenen beklentiler ve esasen dolar arzındaki artışların yol açtığı dünya çapındaki yüksek enflasyon ortamı, dolara karşı uluslararası spekülative sermaye akımlarını tetiklemişti. Bu gelişmeler, 1971 Ağustosunda dolar-altın konvertibilitesinin ABD yönetimi tarafından kaldırılmasına ve sonuçta Bretton Woods sisteminin fiili olarak terkedilmesine sebep oldu. 1971’de doların belirlenen pariteden altına dönüştürülme taahhüdünden vazgeçilmesi olgusu, bahsedilen sorunların devam etmesi nedeniyle, 1973 yılı Mart ayına kadar (ABD’nin de aralarında yer aldığı) birçok sanayileşmiş ülkenin sabit kur rejimini terk edip, dalgalı kur rejimi uygulamalarına geçmesiyle neticelendi (Salvatore, 2013; Krugman vd., 2012; Eun & Resnick, 2015; Seyidođlu, 2015; Ocampo, 2016). USD ile altın arasındaki karşılıklı dönüştürülebilirliğe bađlı olan Bretton Woods sistemi 1970’lerde tamamen terkedilmiş olsa da, USD’nin bu süreçte kazandığı “temel rezerv para” rolü, günümüze kadar geçerliliğini koruyageldi (Krugman vd., 2012; Eun & Resnick, 2015; Eichengreen, Chiü, & Mehl, 2016; COFER, 2022).

Genel bir deyişle, yukarıda ifade edilen kur rejimi deđişimleri, zaman içerisinde diđer gelişmiş ülkeler (GÜ’ler) ve bazı gelişmekte olan ülkeler (GOÜ’ler) tarafından da takip edildi. Nitekim, 2021 yılı itibariyle, Türkiye’nin de dâhil olduđu 64 adet ülkenin tam manasıyla dalgalı döviz kuru (müdahaleli veya pür dalgalı kur) düzenlemesine, 12 adet ülkenin ise diđer yönetimli kur düzenlemesine tabi olduđu bilinmektedir (IMF, 2022a). Sadece dalgalı kur rejimini benimseyen söz konusu 64 ülkenin, 2020 yılı itibariyle, cari USD cinsinden, dünya üretim hacmi (dünya nüfusu) içerisindeki payı %71 (%52) civarında, dünya ihracat hacmindeki (dünya portföy girişlerindeki) payı ise %65’lerin (%90’ların) üzerinde gerçekleşmiştir (WDI, 2022). Bu yeni dönemde, birçok merkez bankası, özellikle uluslararası finansal sermaye akımları nedeniyle (tahmin edilen) uzun-dönemli denge deđerlerinden sapan döviz kurlarının denge deđerlerine yönelmesini sağlayabilmek için ve/veya kurlardaki aşırı dalgalanmaları yatıştırabilmek için döviz piyasalarına müdahalelerde bulunabilmektedir (Krugman vd., 2012; Salvatore, 2013; Eun & Resnick, 2015; Madura, 2018; IMF, 2022a).

Bretton Woods sisteminin yıkılması ve birçok ülkede dalgalı kur rejimlerine geçilmesi sonucunda, nominal ve dolayısıyla reel döviz kurlarındaki deđişimlerin (changes) ve deđişkenliklerin (variabilities) ortalama olarak arttığı söylenebilir (Mussa, 1986; Baxter & Stockman, 1989; Taylor, 2002). Nitekim, sabit döviz kuru rejiminde, genellikle ilgili resmi otoritelerin alacakları kararlara bađlı olarak ve nadiren yapılan nominal döviz kuru deđişimleri, çağdaş dalgalı döviz kuru rejiminde, piyasa güçleri tarafından, neredeyse sürekli ve gerçek zamanlı olarak meydana gelmektedir. Bu bağlamda, sabit kur rejimi uygulamasında, aşağıda özetle açıklanacak olan satınalma gücü paritesi

(purchasing power parity: PPP) kurundan sapmalar olması halinde, PPP'nin yeniden geçerli olabilmesi, serbest piyasada mal ve hizmet fiyatlarında oluşan değişimlerin yanı sıra, ilgili resmi mercilerin nominal kur seviyesine dair alacakları kararlara bağlıdır. Oysa, dalgalı kur rejiminde gerek fiyatlar gerekse nominal kur serbest piyasada arz ve talep güçlerince belirlenebildiği için, bu rejimde PPP'den sapmaların elimine edilme biçimi –örneğin, mevcut kur seviyesinin denge kur seviyesine ne kadar uzakta olduğuna veya nominal kur ve nispi fiyatların karşılaştırılmalı yakınsama hızlarına bağlı olarak– sabit rejimdekinden farklılık arz edebilmektedir.¹ Ne var ki, dalgalı kur rejiminde, reel kuru etkileyen –esasen nominal kur değişimlerinden ve bazen reel faktörlerden kaynaklanan– geçici şokların etkileri nispeten daha uzun süreli ve/veya daha şiddetli olabilmekte, bu ise, genel olarak, herhangi bir sapma sonrasında PPP'ye dönüşü güçleştirebilmektedir (örneğin bkz. Mussa, 1986; Sarno & Taylor, 2003; Taylor, 2002; Taylor, 2006; Engel & Morley, 2001; Froot & Rogoff, 1995; Cheung, Lai, & Bergman, 2004). Bu tür sebeplerden dolayı, uygulanan döviz kuru rejiminin, PPP hipotezinin geçerliliğini etkileyebileceğini ileri sürmek mümkündür (Mussa, 1986; Froot & Rogoff, 1995; Taylor, 2002; Kohli, 2002; Taylor, 2006).

PPP hipotezinin, kısa- ve orta-vadede olmasa bile, yeterince uzun bir zaman-dönemi boyunca karşılanması beklentisi, literatürdeki pek çok çalışma tarafından vurgulanmış ve bunu destekleyici birtakım ekonometrik bulgulara da ulaşılmıştır (örneğin bkz. Froot & Rogoff, 1995; Taylor, 1995; Taylor, 2002; Rogoff, 1996; Abuaf & Jorion, 1990; Lothian & Taylor, 1996; Sarno & Taylor, 2003). Bununla birlikte, PPP'nin sınanması için (farklı döviz kuru rejimlerini kapsayacak şekilde) nispeten uzun-dönemli bir veri-seti kullanıldığında, eğer rejim farklılıkları açıkça dikkate alınmıyorsa, örneğin PPP'nin geçerli olup olmadığına veya denge kurdan bir sapmanın kaç dönem içerisinde yarı-ömrünü (half-life) tamamlayacağına dair test bulguları yanıltıcı olabilecektir (örneğin bkz. Mussa, 1986; Froot & Rogoff, 1995; Rogoff, 1996; Lothian & Taylor, 1996; Taylor, 2002; Taylor, 2006; Hegwood & Papell, 1998). Dolayısıyla, Bretton Woods sonrası dönem için PPP'nin geçerliliği hakkında yapılacak ekonometrik testlerin güvenilir sonuçlar üretebilmesi, dalgalı rejimde birkaç onyılın geçmesini gerektirmiştir. Ayrıca, zaman geçtikçe, PPP ilişkisinin sınanması için, zaman-serisi ve panel-veri temelli birim-kök (unit-root) ve eşbütünleşme (cointegration) testleri gibi –standart regresyon analizine göre– daha elverişli ekonometrik yöntemler de geliştirilmiştir (Froot & Rogoff, 1995; Oh, 1996; Cheung & Lai, 1998; Sarno & Taylor, 2003; Taylor, 2006).

Çoğunlukla gelişmiş ülkelerin ilgili verilerinin analiz edildiği ampirik literatürün genel olarak gözden geçirildiği Lothian ve Taylor (1996), Sarno ve Taylor (2003) ve Taylor (2006) gibi bazı çalışmalarda, konuya dair dikkat çekici bir tespit ortaya atılmıştır. Buna göre, Bretton Woods sonrası dönem boyunca, PPP'nin geçerliliğini incelemek gayesiyle (bilhassa GÜ'ler için) yapılan ekonometrik çalışmalar, genellikle, zaman içerisinde, birbirleriyle çelişir tarzda sonuçlar üretmiştir. Bu bağlamda, 1970'li yıllarda yapılan çalışmalarda PPP hipotezi çoğunlukla desteklenirken, bu hipotez 1980'lerde yapılan çalışmalarda genellikle reddedilmiş, 1990'lardan itibaren ise ihtiyatlı bir biçimde yeniden kabul görmüştür. Uygulamalı literatürün bu yönde bir genel eğilim sergilemesi, diğer faktörlerin yanı sıra, dalgalı kur rejimi dönemi için kullanılan veri sayısındaki artışa ve/veya daha güçlü test tekniklerinden yararlanılmasına bağlanabilir.

Bu çalışmanın temel amacı, Şubat 2001 ekonomik krizinin ortaya çıkışının hemen akabinde (müdahaleli) dalgalı döviz kuru rejimini tam manasıyla uygulamaya başlayan Türkiye'de, söz

¹ Belirtilmelidir ki, gerek bazı sabit kur rejimlerinde, gerekse dalgalı kur rejimlerinde, reel döviz kurlarının hesaplanmasında kullanılan nispi fiyatlar, nominal döviz kuru değişkenine göre, genellikle daha az değişkenlik sergiler; bundan dolayı, reel döviz kurundaki değişkenliklerin başlıca kaynağının, nominal döviz kuru değişkenlikleri olduğu sonucuna varılabilir (Mussa, 1986; Taylor, 2002; Taylor, 2006; Engel & Morley, 2001).

konusu yeni rejim dönemi boyunca, PPP hipotezinin geçerli olup olmadığını çeşitli yöntemlerle test etmektir.² Bu testlerin öncesinde, ilk olarak konuya ilişkin kavramsal ve teorik çerçeve tanıtılacaktır. Daha sonra, Türkiye ve diğer bazı GOÜ'ler için PPP ilişkisini ekonometrik araçlarla inceleyen çalışmalardan bir kısmı gözden geçirilecektir. Hem yukarıda bahsi geçen ve genellikle GÜ'leri kapsayan literatürden, hem de aşağıda bazı GOÜ'ler için sunulacak olan literatürden anlaşılmaktadır ki, PPP hipotezinin geçerliliği konusu halen tartışmalıdır. Türkiye'deki durumun güncel bir ekonometrik analizini gerçekleştirmeye odaklanan bu çalışmada, esas olarak, "birim-kök" ve "durağanlık" test yöntemlerinden faydalanılacaktır. Nitekim, bu tür bir yaklaşım, reel döviz kurunun zaman içerisinde kendi (sabit veya değişen) ortalama değerine dönme eğiliminde olup olmadığının anlaşılmasını sağlamakta ve uygulamalı literatürde oldukça yaygın bir biçimde kullanılmaktadır. Çalışmada, bu testlerin haricinde, nominal kur ve nispi fiyat değişkenleri arasındaki muhtemel uzun-dönemli ilişkileri incelemek üzere eşbütünleşme yaklaşımından da yararlanılacaktır. Söz konusu analizler, ADF-temelli ve KPSS-temelli bir dizi geleneksel ve modern teknik aracılığıyla gerçekleştirilecektir. Çalışmanın bulguları göstermiştir ki, istihdam edilen ekonometrik teknik veya yaklaşım, PPP hipotezinin geçerliliği hakkında ulaşılabilecek sonuçlara kolayca etki edebilmektedir.

Çalışmanın "Giriş" bölümünü takip eden kısımları şöyle organize edilmiştir: 2. Bölümde, konuyla ilgili birtakım kavramsal ve teorik bilgiler sunulacaktır. 3. Bölüm, sınırları birkaç kriterle çizilmiş özet bir ekonometrik literatür incelemesine tahsis edilecektir. 4. Bölümde, ekonometrik analiz kısmında kullanılacak olan başlıca teknikler ve modeller takdim edilecektir. 5. Bölümde ise, hem analizlerde kullanılan veri-seti tanıtılacak, hem de temel ve yardımcı analizlerin bulgu ve yorumlarına yer verilecektir. Çalışma, bir "Sonuç" bölümü ile neticelendirilecektir.

2. Kavramsal ve Teorik Çerçeve

Bu bölümde, çalışmanın ana temasını teşkil eden satınalma gücü paritesi (PPP) doktrini ile onun ihtiva ettiği ya da alakalı olduğu bazı kavramlar/konular kısaca tanıtılacaktır. PPP yaklaşımını oluşturan temel faktörlerden birisi, döviz kurudur. Herhangi iki ülkenin para birimleri arasındaki değişim oranını temsil eden döviz kuru, doğrudan ve dolaylı olmak üzere 2 farklı kotasyon ile ifade edilebilir. Doğrudan kotasyon ile döviz kuru, 1 birim yabancı paranın, yerli para birimi karşısındaki değerini, yani yabancı paranın yerli para cinsinden fiyatını temsil eder. Buna göre, kurdaki artış (azalış), *ceteris paribus*, ilgili ülke para biriminin dış değerinin ve böylece dış satınalma gücünün azalması (artması) demektir (Krugman vd., 2012; Salvatore, 2013; Seyidoğlu, 2015).

Döviz kurları, nominal döviz kuru ve reel döviz kuru olmak üzere 2 kategoriye ayrılabilir. Reel döviz kuru, ulusal para birimi cinsinden, 2 farklı ülke arasında ilgili mal ve hizmetlerin nispi fiyatlarını (yani, aynı para birimi üzerinden dış fiyat-ıç fiyat oranını) yansıtır. Reel kur, kısaca, ülkeler-arasında, ortalama fiyatlardaki farklılıkların dikkate alınmasını sağlar. Dolayısıyla, ulusal paranın gerçek dış satınalma gücü veya ondaki değişimler, reel kur ile ölçülebilir (Krugman vd., 2012; Bekaert & Hodrick, 2012; Salvatore, 2013). Reel kur değişkenini, formel olarak aşağıdaki gibi ifade etmek mümkündür (Krugman vd., 2012; Bekaert & Hodrick, 2012):

² Mevcut dalgalı döviz kuru rejimi uygulaması, Türkiye için çok yeni değildir. Genel bir deyişle, Türkiye'de, 24 Ocak 1980 Kararları'nın özüne uygun olarak, Mayıs 1981'den Aralık 1999'a kadar, birkaç farklı formda "yönetimli dalgalı kur rejimi" uygulanmış; Ocak 2000 ve sonrasında ise "2000 Yılı Enflasyonu Düşürme Programı" doğrultusunda ilk etapta "bantsız sürünen pariteler rejimi"ne geçilmiş; ancak bu uygulamaya Şubat 2001 kriziyle birlikte son verilmiştir (TCMB, 1999; CBRT, 2002; Kasman & Ayhan, 2006; Özatay & Sak, 2003). IMF'in (2022a, ss. 3734-3736) "de facto" [müdahaleli] dalgalı ve "de jure" serbest dalgalı olarak sınıflandırdığı Türkiye'nin mevcut döviz kuru rejimi uygulaması, esasen "serbest piyasa odaklı" olup, bu yönüyle öncükilerin genelinden farklılaşmaktadır. Türkiye'deki bu uygulama, spesifik olarak, 22 Şubat 2001 tarihinde başlamış ve halen devam etmektedir (CBRT, 2002; Özatay & Sak, 2003; Kasman & Ayhan, 2006; IMF, 2022a).

$$RER = NER \frac{P_f}{P_d} \quad (1)$$

Eşitlik (1)'de *RER* değişkeni reel döviz kurunu, *NER* değişkeni doğrudan kotasyonla nominal döviz kurunu, P_f değişkeni yurtdışı fiyatlar genel seviyesini, P_d değişkeniyse yurtiçi fiyatlar genel seviyesini temsil eder. *RER*'in artması (azalması), yurtdışındaki fiyatların ulusal para cinsinden nispi olarak arttığı (azaldığı) manasına gelir. Bundan dolayı, *RER*'de meydana gelen bir artış, yabancılar açısından ana ülke ihracatını nispeten ucuz ve yerleşikler açısından ana ülke ithalatını nispeten pahalı hale getirerek, belirli şartlarda, ana ülkenin net ihracatını olumlu yönde etkileyebilir. Diğer yandan, *RER*'deki bir azalış ise, ana ülke ihracatını yabancılarla pahalılaştırırken, ana ülke ithalatını ülke yerleşiklerine ucuzlatır ve böylece ana ülke net ihracatına olumsuz etki edebilir (Krugman vd., 2012; Bekaert & Hodrick, 2012; Salvatore, 2013; Seyidoğlu, 2015). Döviz kuru değişkeninin, dış ticaret değişkeni haricinde, örneğin, uluslararası sermaye akımları, enflasyon oranı, faiz oranı, yatırım hacmi, iktisadi büyüme oranı ve gelir dağılımı gibi pek çok makro-iktisadi değişkenle, belirli ölçülerde ilişkili olması beklenir (Krugman vd., 2012; Salvatore, 2013; Madura, 2018). Dolayısıyla, döviz kurlarındaki gelişmeler, ekonominin çeşitli kesimleri tarafından genellikle yakından takip edilme potansiyeline sahiptir.

Nominal döviz kurlarını açıklamaya yönelik başlıca 4 adet teorik yaklaşım bulunmaktadır: Dış ticaret akımları yaklaşımı, PPP yaklaşımı, parasalcı yaklaşım ve portföy dengesi yaklaşımı. Bunlardan son ikisinin gelişimi esas olarak Bretton Woods sisteminin çöktüğü ve dalgalı kur rejimine geçişlerin başladığı 1970'ler ve civarına tekabül ederken, ilk iki yaklaşımın ortaya çıkışı çok daha eski zamanlara dayanır (Salvatore, 2013; Seyidoğlu, 2015; Sarno & Taylor, 2003). Genel bir ifadeyle, dış ticaret akımları ve PPP yaklaşımları, döviz kurlarını reel faktörlere bağlı olarak, parasalcı yaklaşım ve portföy dengesi yaklaşımı ise finansal faktörlere bağlı olarak açıklar. Diğer yandan, portföy dengesi yaklaşımı döviz kurlarının açıklanmasında nispeten kısa-vadeli bir perspektif kullanırken, diğer 3 yaklaşım kurların açıklanmasında genellikle uzun-vadeli bir bakış açısından yararlanır. Bu yaklaşımlardan hiçbirisi, dış ödemeler bilançosunun cari işlemler hesabı ile finans (ve sermaye) hesabındaki gelişmeleri ve buna bağlı olarak döviz kurlarındaki değişimleri tek başına (bütünsel olarak) açıklayamamaktadır (Krugman vd., 2012; Salvatore, 2013; Eun & Resnick, 2015). Aşağıda, bu teorik yaklaşımlar içerisinde sadece PPP yaklaşımı üzerinde durulacaktır.³

“Satılma gücü paritesi (PPP)” teriminin, ilk olarak, 1918 yılında, Gustav Cassel tarafından, I. Dünya Savaşı sonrasında altın standardına yeniden dönüş için denge kurların belirlenebilmesi bağlamında kullanıldığı ileri sürülmektedir (Shapiro, 1983; Sarno & Taylor, 2003; Taylor, 2006; Salvatore, 2013). Satılma gücü paritesi yaklaşımı, bir yandan döviz kurlarının oluşumunu veya kurlardaki değişimleri açıklamaya yönelik olarak geliştirilen temel bir yaklaşım olma özelliği taşıırken, diğer yandan parasalcı yaklaşım ve portföy dengesi yaklaşımıyla kurların açıklanmasında da önemli bir rol oynar (Salvatore, 2013; Krugman vd., 2012). Bu yaklaşıma göre, belirli koşullar altında, ülkeler-arasında karşılaştırılabilir (referans veya ortak) bir sepette yer alan malların ortalama fiyatları, aynı para birimi cinsinden ifade edildiğinde, ülkeler-arasında birbirleriyle aynı olmalıdır. Dolayısıyla, PPP hipotezinde, (doğrudan kotasyonla ifade edilen) denge nominal döviz kurunun,

³ Döviz kurlarının açıklanmasında kullanılan teorik yaklaşımlar hakkında detaylı bilgi için örneğin bkz. Krugman vd. (2012), Salvatore (2013), Seyidoğlu (2015).

yurtiçi ve yurtdışı ortalama fiyatlar arasındaki orana eşit olduğu iddia edilir (Krugman vd., 2012; Bekaert & Hodrick, 2012; Salvatore, 2013):

$$NER = \frac{P_d}{P_f} \quad (2)$$

Eşitlik (2)'deki terimler, Eşitlik (1)'dekiler ile aynı manalara gelmektedir. Pratikte, NER ve P_f terimleri, ana ülkeyle ticaret ortağı olan bir grup ülkenin, ana ülke dış ticaretindeki ağırlıklarına bağlı olarak hesaplanan sırasıyla efektif kur ve efektif ortalama fiyat seviyesi değerleri olarak düşünülebilir. Bunun haricinde, söz konusu terimler, sadece tek bir dış ticaret ortağı için ya da dünya ticareti ve sermaye akımlarında yeterince büyük bir paya sahip olan yabancı bir ülke için geçerli olan sırasıyla karşılıklı kur ve ortalama fiyat seviyesi olarak da değerlendirilebilir.

Eşitlik (2), belirli başlangıç koşullarında, PPP'nin geçerli olması halinde, Eşitlik (1) ile ifade edilen reel döviz kurunun (RER) denge değerinin 1'e eşit olması ve orada sabit kalması gerektiğini ima etmektedir (Sarno & Taylor, 2003; Taylor & Taylor, 2004; Katseli-Papaefstratiou, 1979):

$$RER = NER \frac{P_f}{P_d} = \frac{P_d P_f}{P_f P_d} = A = 1 \quad (3)$$

Eşitlik (3)'e bağlı olarak, denilebilir ki, başlangıçta dengede olan reel döviz kurunda dalgalanmalar meydana geldiğinde, aynı zamanda denge PPP kurundan da sapmalar meydana gelmiş olur (Sarno & Taylor, 2003; Taylor & Taylor, 2004; Bekaert & Hodrick, 2012). PPP hipotezinin küresel ölçekte geçerli olması demek, bir ülkenin parasının 1 biriminin satınalma gücünün, ilgili ülkelerin para birimleri cinsine dönüştürüldükten sonra, diğer ülkelerde de, ana ülkedekiyle aynı olması demektir (Sarno & Taylor, 2003; Bekaert & Hodrick, 2012; Krugman vd., 2012). Bir ülke para biriminin yurtiçindeki satınalma gücünün veya değerinin (V), belirli bir ortak (referans) mal ve hizmet sepetinin fiyatı ile “ters yönlü ve bire-bir” bir ilişki içinde olduğunu ($V=1/P_d$) dikkate alalım. Bu durumda, PPP hipotezine göre, ilgili ülke parasının iç satınalma gücündeki bir artış (yurtiçi fiyatlar genel seviyesindeki bir düşüş), *ceteris paribus*, o ülkenin para biriminin, ticaret ortağı olan diğer bir ülkenin para birimine karşı aynı oranda değer kazanmasına (ilgili NER değerinde aynı oranlı bir düşüşe) yol açmalıdır veya *vice versa*. Bu sebepten, PPP yaklaşımı, diğer şeyler sabitken, ana ülkenin ortalama fiyat seviyesinde bir değişim olduğunda, nominal döviz kurunun bu duruma gereken tepkiyi vermesi sonucunda, ana ülke para biriminin iç satınalma gücünün, ilgili ticaret ortağı ülkedeki (dış) satınalma gücüyle yeniden eşitlenme eğilimine gireceği iddiasını taşır (Bekaert & Hodrick, 2012; Krugman vd., 2012).

PPP hipotezinin temelinde, ünlü “tek-fiyat kanunu (the law of one-price: LOOP)” yaklaşımı bulunmaktadır. Bu yaklaşımı tanıtabilmek için, öncelikle dış ticaret üzerinde herhangi bir doğal veya yapay engelin ve dış ticaretten doğan ekstra bir maliyetin olmadığını varsayalım. Bu durumda, eğer dış ticarete konu olan özdeş bir malın fiyatı, belirli bir piyasa kuru üzerinden aynı para birimine dönüştürüldüğünde ülkeler-arasında farklılık arz ediyorsa, arbitrajcular, normal şartlarda, bu fiyat farklılığından doğan kar fırsatını (herhangi bir risk üstlenmeden) derhal değerlendirmek isteyeceklerdir. Gerekli arbitraj işlemleri yapıp karlı arbitraj olanağı sona erdiğinde ise, ilgili malın fiyatının nispeten düşük olduğu ülkede bu fiyatın yükselmesi, yüksek olduğu ülkede fiyatın düşmesi, böylece ülkeler-arasında ilgili mal fiyatlarının (aynı para birimi cinsinden) eşitlenme eğilimine girmesi beklenir. Diğer yandan, bu süreç boyunca, piyasa döviz kuru da, ülkeler-arasındaki karlı

arbitraj olanağını ortadan kaldıracak biçimde denge değerine doğru yönelebilir (Krugman vd., 2012; Bekaert & Hodrick, 2012; Salvatore, 2013; Seyidođlu, 2015; Katseli-Papaefstratiou, 1979; Sarno & Taylor, 2003). Sonuç olarak, LOOP koşulunun sağlanması veya döviz kurunun serbestçe değişmesini engelleyici sebeplerin ortaya çıkması, büyük olasılıkla PPP hipotezinin geçerliliğini de olumsuz yönde etkileyecektir.

PPP yaklaşımı, genel olarak, yukarıda sözü edilen “tek mallı arbitraj” sonucunda ortaya çıkan ülkeler-arası fiyat eşitliği eğiliminin, 1’den fazla mal ve hizmeti içeren referans bir sepeti ve ayrıca döviz kuru değişimlerini kapsayacak şekilde genişletilmesine dayanır. Nitekim, PPP hipotezi, belirli şartlar altında, tek bir malda olduğu gibi, bir referans sepetin belirli bir para birimi cinsinden fiyatının da ülkeler-arasında eşitlenme eğilimine gireceğini öngörür (Krugman vd., 2012; Bekaert & Hodrick, 2012; Salvatore, 2013; Seyidođlu, 2015; Katseli-Papaefstratiou, 1979; Froot & Rogoff, 1995; Sarno & Taylor, 2003). Bununla birlikte, LOOP tam olarak geçerli olmasa dahi, bazen, PPP hipotezi halen geçerli olmaya devam edebilir. Buna göre, örneğin, başlangıçta nominal döviz kuru PPP’nin işaret ettiği kur seviyesiyle örtüşüyorken ve ortalama fiyatlar ilgili ticaret ortağı ülkede sabitken, ana ülkede ortalama fiyatların bir sebepten dolayı artmış olduğunu düşünelim. Bu durum, ana ülkenin net ihracatını olumsuz yönde etkileyebilecek ve böylece (esnek kur rejiminde) döviz kuru artış eğilimine, yurtiçi fiyatlar ise düşüş eğilimine girebilecektir. Söz konusu değişimlerin etkisiyle, başlangıçta bozulan PPP ilişkisi, tam bir arbitraj süreci yaşanmadan dahi yeniden sağlanabilecektir (Krugman vd., 2012). Öte yandan, PPP hipotezi (ideal olarak) ortak bir sepetin ortalama fiyat seviyelerine bağlı olduğu için, bazı bireysel ürünler bakımından LOOP karşılanamasa bile, söz konusu ürünlerin ülkeler-arasındaki (pozitif ve negatif) fiyat farklılıkları birbirlerini bir ölçüde nötrleştirdiği sürece, referans sepetin ortalama fiyatları (aynı para birimi cinsinden) birbirine yaklaşabilir (Froot & Rogoff, 1995).

Her ne kadar güçlü teorik temellere sahip olsa da, gerçek hayatta PPP hipotezinin tam olarak tutmasını engelleyebilecek birtakım faktörler bulunmaktadır. Bu faktörlerden birincisi, PPP kurunun hesaplanmasında kullanılan referans mal ve hizmet sepetlerinin içeriğinin, sepetlerdeki mal ve hizmetlerin ağırlıklarının ve/veya bu mal ve hizmetlerin özelliklerinin ülkeler-arasında birbirlerinden farklı olabilmesidir (Katseli-Papaefstratiou, 1979; Krugman vd., 2012; Seyidođlu, 2015; Sarno & Taylor, 2003; Taylor & Taylor, 2004; Bozoklu & Yılandı, 2010). İkinci olarak, dış ticaret üzerine getirilen görünür ve görünmez engeller, dış ticaret teşvikleri, taşıma ve işlem maliyetleri, fiyat yapışkanlıkları ve fiyat farklılaştırması gibi birtakım unsurlar, ülkeler-arasında tam bir fiyat eşitliği sağlanmasını engelleyebilir (Katseli-Papaefstratiou, 1979; Sarno & Taylor, 2003; Krugman vd., 2012; Bekaert & Hodrick, 2012; Salvatore, 2013; Seyidođlu, 2015). Bu ise, PPP kurunun, gerçekçi veya dış ticaret dengesini sağlayıcı bir “denge kuru olma” özelliğini yitirmesine yol açar (Krugman vd., 2012; Salvatore, 2013). Ayrıca, PPP kuru, normalde, taşıma maliyetleri nispeten oldukça yüksek olan malların ve ülkeler-arasında yeterince mobil olamayan hizmetlerin varlığını da referans sepette dikkate almaktadır. Dış ticarete konu olamayan bu tür mal ve hizmetlerin fiyatları ülkeler-arasında tam bir eşitlenme eğilimine giremeyeceği için, PPP kuru, bu durumda da dış ticaret bilançosu dengesini sağlayıcı “denge kuru olma” özelliğini taşıyamayacaktır (Salvatore, 2013; Krugman vd., 2012; Seyidođlu, 2015).

Dördüncüsü, buraya kadar bahsedilen diğer tüm gereklilikler karşılanırsa bile, uluslararası sermaye akımlarına açık bir ekonomide, PPP’nin öngördüğü döviz kuru, makro-ölçekte denge döviz kurundan yine de farklılaşabilecektir. Bunun sebebi, PPP kurunun (en iyi ihtimalle) yalnızca dış ticaret dengesini sağlayabilecek bir kur olma özelliği sergilemesi, sermaye ve finans hesabı gibi diğer

ödemeler bilançosu hesaplarından kaynaklanan döviz arz ve talebini ise dikkate alamamasıdır (Salvatore, 2013; Seyidoğlu, 2015; Bozoklu & Yılcı, 2010). Beşincisi, ülkeler-arası verimlilik farklılıklarından (reel faktörlerden) kaynaklanan Balassa-Samuelson etkisi de, PPP hipoteziyle öngörülen kurların, denge kurdan farklı olmasına veya zaman içinde farklılaşmasına yol açabilecektir (Salvatore, 2013; Krugman vd., 2012; Bahmani-Oskooee, 1992; Rogoff, 1996; Bahmani-Oskooee & Hegerty, 2009). Son olarak, birçok ülkede merkez bankaları, uygulamak istedikleri makro-iktisadi politikalar doğrultusunda döviz piyasalarına alım-satım yoluyla müdahalelerde bulunabilmekte; bu ise, kurların, PPP'nin işaret ettiği düzeyden sapmasına neden olabilmektedir (Seyidoğlu, 2015). Bunlar gibi sebeplerden dolayı, PPP hipotezi, döviz kurlarının açıklanmasında tek başına yeterli görülmebilir.

PPP yaklaşımı “mutlak (absolute)” ve “nispi (relative)” olmak üzere 2 farklı biçimde tanımlanır. Buraya kadar genel olarak PPP hipotezinin mutlak versiyonundan bahsedilmiştir. Nispi PPP hipotezi ise, bir ülke parasının başka bir ülke parasına kıyasla değerinde meydana gelen değişimi, ilgili 2 ülkenin enflasyon oranları arasındaki farklılıklara bağlar. Buna göre, nispi PPP hipotezinde, nominal döviz kuru ve ilgili ülkelerin fiyatlar genel seviyeleri arasında, yüzde-değişimler cinsinden, şöyle bir bağlantı öngörülür (Krugman vd., 2012; Bekaert & Hodrick, 2012; Katseli-Papaefstratiou, 1979):

$$\% \Delta NER = \% \Delta P_d - \% \Delta P_f \quad (4)$$

Eşitlik (4)'te yer alan Δ terimi birinci-fark işlemcisini temsil ederken, diğer terimlerin açıklamaları Eşitlik (1)'de olduğu gibidir. Nispi PPP hipotezine göre, belirli bir dönem sonunda, örneğin, ana ülkenin enflasyon oranı, ticaret ortağı ülkeninkine nispetle daha yüksek çıkmış ise, ana ülke para biriminin, ticaret ortağı ülkenin para birimine karşı “enflasyon oranları arasındaki mutlak farklılık ölçüsünde” değer kaybetmesi (nominal kuru o oranda yükselmesi) beklenir (Krugman vd., 2012; Bekaert & Hodrick, 2012).

Mutlak PPP hipotezinin gerçekleşmesini engelleme potansiyeline sahip unsurlardan bazıları (örneğin, mal ve hizmet sepetlerinin kompozisyon ve ağırlıklandırma bakımlarından ülkeler-arası heterojenliği ve dış ticaret engelleri gibi unsurlar), nispi PPP hipotezi kullanılarak elimine edilebilmektedir. Ancak, bu eliminasyonun gerçekleşebilmesi için, mutlak PPP'den sapmalara yol açan ilgili unsurların zaman içerisinde sabit kalması gerekir (Katseli-Papaefstratiou, 1979; Krugman vd., 2012; Salvatore, 2013; Madura, 2018). Ne var ki, PPP'nin nispi versiyonu da, söz konusu unsurların tamamını ortadan kaldıramadığı ve/veya ilgili unsurlarda zaman içerisinde meydana gelebilecek değişimleri dikkate alamadığı için, döviz kurlarının denge seviyesinin veya denge kurlardaki değişimlerin açıklanmasında genel itibarıyla tek başına yeterli olamamaktadır (Katseli-Papaefstratiou, 1979; Krugman vd., 2012; Salvatore, 2013).

Nispi PPP hipotezi (Eşitlik (4)), doğrudan doğruya mutlak PPP hipotezinden (Eşitlik (2)'den) türetilmiş olduğu için, mutlak PPP hipotezinin karşılanması halinde, nispi PPP hipotezi de otomatik olarak karşılanmış olur. Ancak, nispi PPP hipotezinin karşılanması demek, tek başına, mutlak PPP hipotezinin de karşılandığı manasına gelmez (Taylor & Taylor, 2004; Salvatore, 2013; Hondroyannis & Papapetrou, 1997). Dolayısıyla, eğer belirli bir dönemde, belirli bir ekonomide, mutlak PPP'nin sağlandığına dair dirençli ekonometrik kanıtlar bulunur ise, o ekonomide, PPP kurunun, ortalama olarak ve kuvvetli bir biçimde hüküm sürdüğüne karar verilebilir. PPP hipotezi, uygulamada, genellikle başlıca gelişmiş ülkelerin para birimleri için uzun-dönemli veriler kullanıldığında, kolayca dış ticareti yapılabilen mal grupları dikkate alındığında ve/veya ilgili

ülkelerin enflasyon oranları nispeten yüksek çıktığı zamanlarda daha çok destek bulabilmektedir (Bekaert & Hodrick, 2012; Salvatore, 2013; McNown & Wallace, 1989; Froot & Rogoff, 1995; Sarno & Taylor, 2003; Taylor & Taylor, 2004).

Tüm teorik veya mantıksal boşluklarına rağmen, PPP hipotezinin geçerliliğini test etmenin çeşitli nedenleri veya faydaları olabilir. Birincisi, PPP hipotezi, eğer geçerliyse, denge döviz kurunun ne olduğunun bilinmesini veya döviz kurunun gelecekte alabileceği değerlerin öngörülmesini sağlar (Kohli, 2002; Wickremasinghe, 2005; Bekaert & Hodrick, 2012; Chang & Tzeng, 2011). Buna bağlı olarak da, zamanın belirli bir noktasında, yerli para biriminin, PPP kuruna kıyasla, aşırı-değerli mi yoksa noksan-değerli mi olduğuna ya da döviz kurundaki ayarsızlığın (misalignment) ölçüsüne karar verilmesine yardımcı olur. Dolayısıyla, mevcut PPP değerinin bilinmesi veya gelecekteki PPP değerlerinin tahmin edilmesi, ilgili ülke merkez bankasının (özellikle cari işlemler bilançosunu dengeleme amaçlı) döviz kuru politikalarına rehberlik edebilir (Sarno & Taylor, 2003; Kohli, 2002; Wickremasinghe, 2005; Holmes, 2001; Chang & Tzeng, 2011). İkincisi, PPP hipotezinin geçerliliği, gerek parasalcı yaklaşımın gerekse portföy dengesi yaklaşımının geçerli olabilmesi için bir önkoşul niteliği taşır (Salvatore, 2013; Krugman vd., 2012; Katseli-Papaefstratiou, 1979; Taylor, 1988; Holmes, 2001; Kohli, 2002; Taylor & Taylor, 2004). Üçüncüsü, PPP kuruna bağlı olarak yapılan milli gelir hesaplamaları, ülkeler-arasındaki refah farklılıklarının ve ülkelerin ekonomik büyüklüklerinin daha net bir biçimde görülebilmesini sağlar (Sarno & Taylor, 2003; Bekaert & Hodrick, 2012). Bu sonuncu maddeye başka bir yönden bakılırsa, PPP kurunun, hayat pahalılığı bakımından ülkeler-arasında daha gerçekçi bir karşılaştırma yapılmasını olanaklı kıldığı söylenebilir (Bekaert & Hodrick, 2012). Tüm bu gerekçelerden dolayı, belirli bir ekonomi için, yeni veriler ortaya çıktıkça ve/veya yeni teknikler geliştikçe PPP hipotezinin tekrardan test edilmesi, hem teorik gelişim hem de optimal politika yapımı açısından faydalı olabilecektir.

3. Literatür İncelemesi

Bu bölümde, Türkiye ve diğer bazı GOÜ'lerde PPP hipotezinin geçerliliğini test eden bir grup çalışma, uygulamaya dair genel özellikleriyle, kısaca gözden geçirilecektir.⁴ Burada ele alınacak olan çalışmalara dair bazı tamamlayıcı ve özet bilgiler ise, Tablo Ek-1 aracılığıyla sunulacaktır.⁵ Konuyla ilgili genel bir literatür incelemesi göstermiştir ki, PPP hipotezinin geçerliliğini sınavan çalışmaların önemli bir kısmında GÜ'ler üzerine yoğunlaşmış ve Bretton Woods sonrası dönemin verileri birtakım zaman-serisi araçları kullanılarak analiz edilmiştir. Bu tür çalışmalarda, tipik olarak, reel döviz kuru değişkeninin birim-köklü olup olmadığı ve/veya nominal döviz kuru ve (nispi) fiyatlar arasında (ya da aynı para birimi cinsinden yurtiçi ve yurtdışı fiyatlar arasında) bir eşbütünlüşme ilişkisinin bulunup bulunmadığı test edilmiştir.⁶ Bu bölümde, esas olarak, GOÜ'lerin ilgili verilerini, zaman-serisi teknikleriyle, Bretton Woods sonrası dönem için analiz eden bir grup çalışma ele alınacaktır.⁷ Bununla birlikte, 1'den fazla ülke için ekonomi-bazlı incelemelerin yapıldığı bazı çalışmalarda, GOÜ'lerin yanı sıra, GÜ'ler de kapsam içerisinde olabilmektedir. Bundan dolayı, söz konusu GÜ'lere dair ulaşılan sonuçlar da literatür incelemesinde dikkate alınacaktır.⁸ Aşağıda,

⁴ Bu çalışmada, bir ülkenin "gelişmekte olan ülke (GOÜ)" kategorisinde olup olmadığı hususunda, IMF (2022b) tarafından yayımlanan "World Economic Outlook" dokümanında yer alan "Emerging Market and Developing Economies" listesi (ss. 106-107) kriter olarak alınmıştır.

⁵ Bu başlık altında geçen ilgili kısaltmaların manaları da, Tablo Ek-1'den görülebilir.

⁶ Bu başlık çerçevesinde tanıtılacak PPP çalışmalarında, konuyla ilgili değişkenler genellikle doğal-logaritma bazında analiz edilmiştir. Anlatım sadeliği ve yer tasarrufu için, literatür incelemesinde bu ayrıntıya tekrardan değinilmeyecektir.

⁷ PPP yaklaşımını test eden çalışmalara dair genel literatür incelemeleri veya özetleri, Froot ve Rogoff (1995), Rogoff (1996), Hondroyiannis ve Papapetrou (1997), Sarno ve Taylor (2003), Taylor ve Taylor (2004), Taylor (2006), Bahmani-Oskooee ve Hegerty (2009), Çağlayan ve Şak (2009), Bozoklu ve Yılancı (2010) gibi yazarlar tarafından sunulmaktadır.

⁸ Literatür incelemesine tabi tutulan çalışmalarda yer alan ülkelerin GOÜ veya GÜ biçiminde sınıflandırılmasında, yukarıda bahsedilen IMF (2022b, ss. 103-107) dokümanındaki bilgiler esas alınmıştır.

önce analizlerinde yapısal kırılma olasılığını nazara almayan, ardından bu olasılığı hesaba katan çalışmalara değinilecek, son olarak da literatüre dair kısa bir değerlendirme yapılacaktır.

3.1. Geleneksel Tekniklerin Kullanıldığı Çalışmalar

McNown ve Wallace (1989), PPP hipotezini, zamanın güncel tekniklerini kullanarak test eden ilk çalışmalar arasında yer almaktadır. 3 adet gelişmekte olan ülkenin (Arjantin, Brezilya, Şili) ve 1 adet gelişmiş ülkenin (İsrail) zaman-serisi verilerini analiz eden McNown ve Wallace, PPP hipotezinin testinde, hem eşbütünleşme hem de birim-kök yöntemlerinden yararlanmışlardır.⁹ Yazarlar, analizler sonucunda bir dizi karma bulguya ulaşmıştır. Söz konusu çalışmanın bulgularına genel olarak bakıldığında, PPP hipotezinin ilgili örneklerdeki geçerliliğinin, kısmen kullanılan ekonometrik tekniğe ve/veya modele, büyük ölçüde de kullanılan ortalama fiyat göstergesine bağlı olduğu sonucuna varılabilir.

PPP hipotezini nispeten yeni tekniklerle test eden diğer bir çalışma, Bahmani-Oskooee'ye (1993) aittir. Bu çalışmada, aralarında Türkiye'nin de bulunduğu ve büyük çoğunluğu GOÜ'lerden oluşan 25 ülkenin zaman-serisi veri-seti kullanılmıştır. PPP hipotezinin geçerliliği, aynı para birimi cinsinden yurtiçi ve yurtdışı ortalama fiyatlar arasında uzun-dönemli bir denge ilişkisi olup olmadığı test edilerek incelenmiştir. Çalışmadaki testler göstermiştir ki, analiz edilen 25 ülkenin (Türkiye dâhil) büyük bir kısmında PPP hipotezi herhangi bir destek bulamazken, PPP hipotezinin desteklendiği az sayıdaki ülkede de sonuçlar tam manasıyla dirençli değildir.

Thacker (1995), PPP hipotezinin geçerli olup olmadığını, gelişmekte olan Polonya ve Macaristan ekonomileri için test etmiştir. McNown ve Wallace'a (1989) benzer bir biçimde, Thacker, hem ilgili PPP modelini eşbütünleşme testlerine tabi tutmuş, hem de alternatif reel döviz kuru serilerinin düzeyde-durağan olup olmadığını sınımıştır. Eşbütünleşme testleri, nominal döviz kurunun bağımlı, nispi fiyatların açıklayıcı değişken olduğu alternatif modeller üzerinden gerçekleştirilmiştir. Bu çalışmadaki bulguların işaret ettiği net sonuç, kullanılan fiyat göstergesinden ve seçilen ticaret ortağı ülkeden bağımsız olarak, gerek Polonya'da gerekse Macaristan'da, incelenen örneklem dönemlerinde, PPP hipotezinin geçerli olmadığı yönündedir.

Bahmani-Oskooee (1998), PPP hipotezinin geçerliliğini test etmek için, Türkiye'nin de aralarında yer aldığı 11 adet gelişmekte olan ülkenin reel efektif döviz kuru serilerini kullanmıştır. Yazar, önceki birçok çalışmadan farklı olarak, reel kur değişkeninin zaman-serisi özelliklerini, ADF birim-kök tekniğinin yanı sıra, KPSS durağanlık tekniğiyle de sınımıştır. ADF testinin bulguları, modelin deterministik elemanlarından bağımsız olarak, PPP hipotezinin yalnızca 2 ülkede desteklendiğini göstermiştir. Diğer yandan, sadece sabit bileşenin içerildiği modeller üzerinden yapılan KPSS testleri, yine ülkelerin büyük bir kısmı için PPP hipotezi aleyhine sonuçlar ortaya koymuştur. Oysa, sabit ve trend bileşenlerinin birlikte içerildiği KPSS modellerinin bulgularına bakıldığında, analiz edilen 11 ülkeden (Türkiye de dâhil) 8 adedinde PPP hipotezinin mevcudiyetine dair kanıtlara ulaşıldığı görülebilir. Bununla birlikte, söz konusu 8 ülkeden 5'inde, durağanlık boş hipotezinin desteklenmesinin, kullanılan gecikme-kesme parametresi değerine bağlı olduğu anlaşılmaktadır. Kısaca, bu çalışma da, McNown ve Wallace'ın (1989) çalışmasında olduğu gibi, PPP hipotezinin geçerliliğinin duruma-bağlı olduğunu göstermiştir.

⁹ Bu alt-başlıkta ele alınan çalışmalarda genellikle Engle-Granger türü eşbütünleşme testleri (Engle & Granger, 1987) ve/veya Dickey-Fuller türü birim-kök testleri (Dickey & Fuller, 1979, 1981; Phillips & Perron, 1988) kullanılmıştır.

PPP hipotezini, önceki birçok çalışmaya benzer tekniklerle ve fakat sadece Türkiye ekonomisi için inceleyen bir çalışma, Telatar ve Kazdagli (1998) tarafından icra edilmiştir. Yazarlar, PPP yaklaşımının geçerli olup olmadığını tespit etmek için, Türkiye ile onun başlıca ticaret ortaklarından 4 adedi arasındaki karşılıklı nominal döviz kuru ve nispi fiyat değişkenlerini dikkate almışlardır. Çalışmada erişilen bulgular, ele alınan her bir ticaret ortağı ülke kapsamında söz konusu 2 değişken arasında bir eşbütünleşme ilişkisi bulunmadığını, yani PPP hipotezinin desteklenmediğini göstermiştir.

Diğer yandan, Bahmani-Oskooee (1998) gibi, Apergis (2003) de, PPP hipotezinin geçerliliğini, (karşılıklı) reel döviz kuru değişkenini kullanarak, gelişmekte olan bir ekonomi (Ermenistan) için test etmiştir. Apergis, reel döviz kurunun birim-kök taşıyıp taşımadığını, DF-GLS tekniğiyle, 2 alternatif model için sınımış ve bu değişkenin düzeyde-durağan olmadığını, yani mutlak PPP'nin geçerli olmadığını bulmuştur. Yazar, ayrıca, OLS tekniği yardımıyla nispi PPP hipotezini de test etmiş ve yine PPP'nin geçerliliği için gerekli kanıtı ulaşılamamıştır. Çalışmasında varyans-ayırıştırması analizinden de yararlanan Apergis, PPP hipotezinin reel şokların etkisinden dolayı desteklenmediği sonucuna ulaşmıştır.

Yazgan (2003), PPP koşulunun karşılanıp karşılanmadığını, çok-değişkenli bir model ve nispeten yeni bir teknik yardımıyla analiz etmiştir. Çalışmasını Türkiye ekonomisi için gerçekleştiren Yazgan, nominal efektif döviz kuru ile yurtiçi ve efektif yurtdışı ortalama fiyat değişkenleri arasında bir eşbütünleşme ilişkisi olup olmadığını, trend değişkenini de modele katarak sınımıştır. Eşbütünleşme analizi için Johansen (1991, 1995) tekniğinin bir varyantını kullanan Yazar, ilgili değişkenler arasında 1 adet uzun-dönemli denge ilişkisi olduğunu saptamıştır. Tahmin edilen parametre vektörü üzerine konulan kısıtlamalar, PPP hipotezinin güçlü formda destek bulduğuna işaret etmiştir. Söz konusu bulguların, VAR (vektör oto-regresyon) modelinin gecikme uzunluklarındaki değişimlere karşı kırılma olmadığını göstermiştir. Yazgan, uyguladığı "süreklilik profili" analizine bağlı olarak, Türkiye'de ilgili dönemde yaşanan yüksek ortalama enflasyonun, döviz kurunda oluşan dengesizliklerin nispeten daha hızlı bir biçimde elimine edilmesine yol açmış olduğu sonucuna varmıştır.

Wickremasinghe (2005), gelişmekte olan bir ekonomi olan Papua Yeni Gine için PPP koşulunun sağlanıp sağlanmadığını, bazı formel ve enformel yöntemlerle test etmiştir. Çalışmada, PPP hipotezinin formel olarak sınanmasında, NP test tekniğinden yararlanılmıştır. 4 farklı yabancı para birimi cinsinden tanımlanan karşılıklı reel döviz kuru değişkenlerinin her biri için 2'şer alternatif modelle tatbik edilen NP birim-kök testleri, PPP hipotezinin geçerli olmadığını göstermiştir. Buna ilave olarak, enformel yöntemler de PPP hipotezinin aleyhine sonuçlar üretmiştir. Bir taraftan ana ülke para biriminin söz konusu 4 farklı para birimi karşısında analiz dönemi boyunca noksan-değerli olduğunun tespit edilmesi, diğer taraftan her bir karşı ülke para birimi cinsinden nominal ve reel döviz kurları arasında nispeten yüksek bir korelasyonun bulunması, Wickremasinghe'i böyle bir sonuca sevk etmiştir.

McNown ve Wallace (1989) ve Thacker (1995) çalışmalarına benzer olarak PPP hipotezini eşbütünleşme ve birim-kök testleriyle inceleyen başka bir çalışma, Janjua ve Ahmad (2006) tarafından yapılmıştır. Analizlerini 4 adet gelişmekte olan Asya ülkesi (Bangladeş, Hindistan, Pakistan, Sri Lanka) için gerçekleştiren Janjua ve Ahmad, oluşturdukları her bir karşılıklı reel döviz kuru değişkeninin durağanlığını, ADF ve PP birim-kök testleriyle incelemiştir. Genel bir ifadeyle, bu testler, 4 ülkeden hiçbirinde PPP hipotezini destekleyici sonuçlar üretmemiştir. Öte yandan, nominal döviz kurunun bağımlı ve nispi fiyatların açıklayıcı değişken olduğu modeller

için yapılan eşbütünleşme testlerine göre, PPP hipotezinin, Pakistan’da dirençli, Hindistan ve Sri Lanka’da dirençsiz bir biçimde geçerli olduğu, Bangladeş’te ise geçerli olmadığı anlaşılmıştır. Netice olarak, bu çalışmadan da, kullanılan örneklem, yöntem ve değişkenlerin, ulaşılan sonuçlar üzerinde kritik bir etki yapabildiği anlaşılmaktadır.

3.2. Modern Tekniklerin Kullanıldığı Çalışmalar

Literatürdeki bazı çalışmalar, PPP hipotezinin geçerli olup olmadığını görmek için, ilgili seri veya modellerdeki muhtemel yapısal kırılmaları ve/veya non-lineer gelişmeleri dikkate alan modern test tekniklerinden faydalanmışlardır. Bu kapsamdaki çalışmaların önemli bir kısmı, eşbütünleşme testlerinden ziyade, birim-kök veya durağanlık testlerini kullanarak, ilgili reel döviz kuru serisinin, non-lineer veya kırılmaya göre değişen bir ortalamaya dönme eğilimine sahip olup olmadığını tespit etmeye odaklanmıştır. Dolayısıyla, bu tür çalışmalarda, genel bir ifadeyle, “yakın-PPP” veya “sınırlı-PPP” hipotezi analiz edilmiş olmaktadır. Bu doğrultudaki araştırmalardan birisi, Erlat (2003) tarafından, Türkiye ekonomisi bağlamında gerçekleştirilmiştir. Erlat, PPP ilişkisinin geçerliliğini test etmek için 4 farklı karşılıklı reel döviz kuru serisi kullanmıştır. Yazar, öncelikle (etki-kuklası haricinde) kırılmanın dikkate alınmadığı ADF birim-kök testleri yapmış ve incelenen hiçbir değişkenin düzeyde-durağan $I(0)$ olmadığı bulgusuna ulaşmıştır. Çalışmada, daha sonra, sabitte, trendde veya bunların her ikisinde birlikte 1 veya daha fazla yapısal kırılmayı dikkate alan ADF-temelli çeşitli birim-kök testleri yapılmıştır.¹⁰ Bu testlerin genel olarak ortaya koyduğu sonuç, TL/USD kuru ve CPI göstergesi kullanılarak oluşturulan serinin, 1 veya 2 kırılmanın dikkate alındığı tüm alternatif modellerde $I(0)$ olduğu, diğer 3 serinin ise çoğunlukla $I(0)$ olmadığı yönündedir. Yazar, ayrıca, ilgili 4 reel kur serisi için hem sabitte hem de trendde çoklu yapısal kırılmaların hesaba katıldığı kesirli bütünleşme testleri de gerçekleştirmiş ve sonuçta tüm serilerin $I(0)$ olduğu yönünde, yani sınırlı-PPP lehine kanıtlar elde etmiştir. Kısaca, söz konusu çalışma, kullanılan model spesifikasyonu, değişken ve test tekniklerinin, konu hakkında varılacak kararda etkili olabildiğini göstermiştir.

PPP koşulunun sağlanıp sağlanmadığını potansiyel yapısal kırılmaları dikkate alarak analiz eden başka bir çalışma, Akinboade ve Makina’ya (2006) aittir. Güney Afrika ekonomisi için gerçekleştirilen çalışmada, Güney Afrika Randı ile başlıca 4 ticaret ortağının para birimleri arasındaki (karşılıklı) reel döviz kuru değişkenleri kullanılmıştır. Geleneksel ADF, PP ve KPSS test sonuçları, her bir reel döviz kuru serisinin birinci-farkında durağan $I(1)$ olduğunu göstermiştir. Yazarlar, yapısal değişimlerin dikkate alınması halinde değişkenlerin $I(0)$ olup olmadığını belirleyebilmek için, Perron (1997) ve Vogelsang ve Perron (1998) çalışmalarındaki metodolojiyi takip etmişlerdir. Ani çoklu yapısal değişimleri dikkate alan ADF-temelli “toplamsal outlier” birim-kök test sonuçları, ilgili değişkenlerin $I(0)$ olduğunu göstermiştir. Aynı testin kademeli yapısal değişimleri dikkate alan “yenilikçi outlier” versiyonunda ise, tam tersine, değişkenlerin $I(0)$ olmadığı anlaşılmıştır. Sonuçta, bu çalışmaya göre de, gelişmekte olan bir ülke için PPP hipotezinin geçerliliğine dair dirençli bulgulara ulaşılamadığı ifade edilebilir.

Bozoklu ve Yılcı (2010), sınırlı-PPP’nin geçerliliğini test etmek için, tek (ani) yapısal kırılmalı birim-kök testi ile yapısal kırılmanın non-lineer olmasına (yani, yumuşak kırılmaya) izin verilen 2 alternatif birim-kök testi gerçekleştirmiştir. Yazarlar, ADF-temelli olan bu testleri, aralarında

¹⁰ Bu alt-başlıkta geçen “ADF-temelli” kırılmalı birim-kök testleri, genel olarak, Zivot ve Andrews (1992), Perron ve Vogelsang (1992), Perron (1997), Ohara (1999) ve Kapetanios (2005) gibi çalışmalarda geliştirilen testleri veya onların bazı varyantlarını ima etmektedir.

Türkiye'nin de bulunduğu 7 adet GOÜ kapsamında hesaplanan karşılıklı reel döviz kuru serileri için uygulamıştır. Çalışmada raporlanan bulgular, 7 ülkeden 5'inde, kullanılan 3 farklı test tekniğinden her birine göre, ilgili reel döviz kurunun düzeyde-durağan olmadığını göstermektedir. Söz konusu 5 ülke arasında Türkiye de yer almaktadır. Öte yandan, reel kur serisi, geri kalan 2 ülkeden 1'inde, kullanılan 3 farklı tekniğin tümü için, diğerinde ise 3 farklı tekniğin 2'si için düzeyde-durağan bulunmuştur. Bu bulgular, sınırlı-PPP hipotezinin geçerliliğinin ülkeden ülkeye değişebildiğini, fakat kırılmayla ilgili kullanılan kriterlere çok bağlı olmadığını ortaya koymuştur.

Şener, Yılcı ve Canpolat (2015), sınırlı-PPP hipotezinin geçerliliğini, Erlat (2003) çalışmasında olduğu gibi, reel döviz kurundaki yapısal kırılma olasılığını dikkate alan alternatif ADF-temelli birim-kök test tekniklerini istihdam ederek sınamıştır. Türkiye ekonomisi için gerçekleştirilen çalışmada, yapısal kırılmalı testlere geçmeden önce NP birim-kök testleri uygulanmış ve TL-USD arasındaki reel kurun düzeyde-durağanlığına dair hiçbir kanıt elde edilememiştir. Reel TL/USD kuru, sabitli ve trendsiz model spesifikasyonu üzerinden, sabitte çok-kırılma (tek-kırılma) için birim-kök testine tabi tutulduğunda, bu değişkenin $I(0)$ olduğu ($I(0)$ olmadığı) görülmüştür. Diğer yandan, sabitli ve trendli model yapısı için, sadece sabitte (sabit ve trend bileşenlerinin her ikisinde de) çoklu-kırılmaya izin verilmesi halinde reel kurun durağan olmadığı (durağan olduğu) tespit edilmiştir. Dolayısıyla, Şener vd.'nin çalışmasında, sınırlı-PPP hipotezi lehine, nispeten kısıtlı bir destek sunulmuştur.

Güncel ekonometrik PPP literatürüne bakıldığında, ilgili zaman-serisinin gerçek veri üretme sürecinde potansiyel yapısal kırılmaları ve aynı zamanda (açık veya zımni olarak) non-lineer ilişkileri dikkate alan yeni bir yaklaşımdan yararlandığı görülebilir. Becker, Enders ve Lee (2006) ve Enders ve Lee (2012a, 2012b) gibi çalışmaları takip eden bu güncel literatür, değişkenlerin zaman-serisi özelliklerini, genellikle Fourier-fonksiyonunun ilave edildiği modelleri kullanarak analiz etmektedir. Su, Tsangyao ve Chang'ın (2011) çalışması, bu yaklaşımı benimseyen ilk çalışmalar arasında sayılabilir. Yazarlar, bu çalışmada, 15 adet gelişmekte olan Latin Amerika ülkesinin bireysel karşılıklı reel döviz kurlarının durağan olup olmadığını, yukarıda tanıtılan bazı çalışmalarda olduğu gibi, hem modern hem de geleneksel test teknikleriyle incelemiştir. ADF, PP ve KPSS testlerinden elde edilen bulgular, birkaç istisnai durum hariç, tüm ülkeler için, reel kur serisinin $I(1)$ olduğuna işaret etmiştir. Çalışmada ayrıca ilgili seride eğrisel uyarlanmayı dikkate alan Kapetanios, Shin ve Snell'in (2003) birim-kök testi de uygulanmış; raporlanan bulgulara göre, 15 ülkeden 13'ünde bireysel reel kur serilerinin $I(0)$ olmadığı görülmüştür. Becker vd.'nin (2006) Fourier-KPSS testini de istihdam eden Su vd. (2011), bunun sonucunda, analiz ettikleri ülkelerin 10'unda reel kur serisinin $I(0)$ olmadığını ortaya koymuştur.¹¹ Genel olarak bakılırsa, bu çalışma, PPP hipotezi lehine çok zayıf bir destek sunabilmiştir.

Su, Chang ve Zhu (2012), PPP hipotezini, 20 adet gelişmekte olan Afrika ülkesi bağlamında, Su vd. (2011) çalışmasındaki gibi, bireysel karşılıklı reel kur değişkenleri için, geleneksel ve Fourier-temelli teknikler ile test etmiştir. Su vd. (2012) çalışmasında da öncelikle ADF, PP ve KPSS testlerinden faydalanılmıştır. Buna göre, 20 ülkeden 18'inde reel döviz kurunun $I(1)$ olduğu, 2'sinde ise $I(0)$ olduğu tespit edilmiştir. Fourier-temelli test tekniği olarak esasen Enders ve Lee'nin (2012b) LM tekniğini takip ettiği anlaşılan Su vd. (2012), bu testlere göre, analiz edilen 20 ülkeden 19'unda reel kurun $I(0)$ olduğunu bulmuştur. Diğer yandan, Chang, Liu ve Su (2012), PPP hipotezinin

¹¹ Su vd.'nin (2011, s. 843) raporladığı tekli-frekans sayıları ile test istatistikleri ve Becker vd.'nin (2006) ilgili kritik değerlerine göre, durağanlık boş hipotezinin (yani, PPP ilişkisinin geçerliliğinin) incelenen 15 ülkeden 5'inde reddedilemediği anlaşılmaktadır. Oysa, Su vd. (2011, ss. 843-844), bu sayının 4 olduğunu belirtmiştir. İlgili çalışmada raporlanan tekli-frekans sayılarında bir yanlışlık yoksa, bu sayının, 4 değil, 5 olması gerektiği söylenebilir.

geçerliliğini, Su vd. (2012) çalışmasındakiyle aynı değişken ve teknikleri kullanarak, 6 adet Merkezi & Doğu Avrupa ülkesi ve Rusya için test etmiştir. Geleneksel testlerin bulguları, istisnai olarak Çek Cumhuriyeti için KPSS testi hariç, her durumda reel döviz kuru serisinin I(1) olduğunu göstermiştir. Oysa, Fourier-LM test sonuçları, reel kur değişkeninin, çalışılan 7 ülkeden her birinde I(0) olduğunu ortaya koymuştur. Reel döviz kurunun durağanlığını Fourier-temelli bir teknik ile test eden diğer bir çalışma, Köktürk ve Ural'a (2019) aittir. Fourier-fonksiyonlu alternatifler arasında Fourier-KPSS tekniğini Türkiye ekonomisi için kullanan Köktürk ve Ural'ın raporladığı bulgular, durağanlık boş hipotezinin %1 anlamlılık düzeyinde reddedilemediğini ve fakat %5 anlamlılık düzeyinde reddedilebildiğini (dolayısıyla PPP lehine zayıf bir kanıt ulaşıldığını) göstermektedir. Geleneksel ADF tekniğinin de kullanıldığı bu son çalışmada, yapılan alternatif testler sonucunda, reel döviz kurunun I(0) olmadığı saptanmıştır.

She, Zakaria, Khan ve Wen (2021), Pakistan ekonomisi bağlamında, 21 adet karşılıklı reel döviz kuru serisinin I(0) olup olmadığını geleneksel ve modern tekniklerle test etmiştir. Geleneksel test yaklaşımları arasında ADF bulguları 21 reel kur serisinden 4'ünün, KPSS bulguları ise 6'sının düzeyde-durağan olduğunu göstermiştir. Diğer yandan, trigonometrik terimlerin katsayılarının ve ilgili test istatistiklerinin anlamlılıkları birlikte dikkate alındığında, Fourier-ADF test bulguları 21 reel kur serisinden 3'ünün, Fourier-KPSS test bulguları ise 10'unun düzeyde-durağan olduğunu ortaya koymuştur.¹² Dolayısıyla, bu çalışmadan, KPSS-temelli testlerin, ADF-temelli testlere kıyasla, PPP hipotezi lehine bir miktar daha fazla kanıt sunduğu anlaşılmıştır. She vd.'nin çalışmasında raporlanan birim-kök ve durağanlık test bulguları, yukarıda tanıtılan Şener vd. (2015), Su vd. (2012) ve Chang vd. (2012) çalışmalarında olduğu gibi, geleneksel ve modern test tekniklerinin birbirleriyle çelişen sonuçlar üretebildiğini bir kez daha göstermiştir.

Literatürde, modern teknikler kullanarak, PPP hipotezinin geçerliliğini güçlü (dirençli) bir şekilde destekleyen veya reddeden çalışmalara da rastlanabilmektedir. Modern birim-kök test teknikleri vasıtasıyla, birbirleriyle tutarlı bir biçimde PPP lehine kanıtlar sunan bir çalışma, Aydın (2019) tarafından icra edilmiştir. Türkiye ekonomisi için analizler yapan Aydın, PPP hipotezinin testinde sadece Fourier-temelli tekniklerden faydalanmıştır. Çalışmada, öncelikle, incelenen reel döviz kuru değişkeninin lineer bir yapıda olup olmadığı sınanmış ve neticede lineer olmadığı tespit edilmiştir. Bunun ardından, bahsedilen değişken için, hem sabitli, hem de sabitli ve trendli modeller üzerinden, 2'şer adet Fourier-temelli birim-kök testi yapılmıştır. Bu alternatif testler, esas olarak, Enders ve Lee'nin (2012a) yapısal kırılmalı ADF test yaklaşımı ile Kapetanios vd.'nin (2003) non-lineer birim-kök test yaklaşımının 2 farklı yöntemle birleştirilmesi olarak görülebilir. Söz konusu testlerden elde edilen bulgular, mutabakat içinde, PPP hipotezi lehine kanıtlar sunmuştur. Öte yandan, yine Türkiye ekonomisi için Yücesan (2021) tarafından gerçekleştirilen bir çalışmada raporlanan bulgulara göre, PPP hipotezinin geçerliliği, kullanılan tüm farklı modern teknikler tarafından reddedilmiştir. Bu son çalışmada, PPP hipotezi, hem karşılıklı reel döviz kuru hem de reel efektif döviz kuru değişkeni yardımıyla analiz edilmiştir. Yücesan tarafından raporlanan Fourier-fonksiyonlu KPSS (Becker vd., 2006), GLS (Rodrigues & Taylor, 2012) ve ADF (Enders & Lee, 2012a) test sonuçlarına göre, gerek sabitli gerekse sabitli ve trendli modeller için, her 2 reel kur değişkeninin de düzeyde-durağan bulunmadığı söylenebilir. Yücesan, çalışmasında, tekli- veya

¹² She vd. (2021) çalışmasında ADF ve Fourier-KPSS testleri için raporlanan test istatistikleri ve ilgili kritik değerler dikkate alındığında ulaşılan durağan reel kur değişkeni sayıları, ilgili çalışmanın metninde belirtilen sayılardan farklıdır. Burada durağan olduğu ifade edilen reel kur sayıları, She vd.'nin raporladığı somut istatistiklere ve ilgili kritik değerlere dayanmaktadır. Öte yandan, She vd.'nin çalışmasında yapısal kırılmalı ADF birim-kök testine dair sonuçlar da raporlanmış, fakat bu testin muhteviyatı hakkında yeterli bilgi verilmemiştir. Çalışmada, ayrıca, nominal döviz kurunun bağımlı, nispi fiyatın açıklayıcı değişken olduğu regresyon modelleri de tahmin edilmiş ve 21 ülkeden 9'unda PPP'yi destekleyici bulgulara ulaşılmıştır.

çoklu-kırılmayı dikkate alan bazı birim-kök testlerini de istihdam etmiştir. Bu testler için raporlanan bulgulardan anlaşılmaktadır ki, salt yapısal kırılmayı dikkate alan testler de ilgili reel kur serilerinin I(0) olmadığına işaret etmektedir.

3.3. Genel Değerlendirme

PPP yaklaşımı üzerine yapılan genel bir ekonometrik literatür incelemesinden edinilen izlenimi birkaç cümleyle özetlemek mümkündür. İlk olarak, gelişmekte olan ülkelerde, Bretton Woods sonrası dönem için, PPP hipotezinin geçerliliğine dair geniş çaplı ve güçlü bir eğilimin (henüz) ortaya çıkmadığı kolayca anlaşılabilmektedir. Hatta, geleneksel yöntemler ve nispeten kısa-dönemli veriler kullanıldığında, PPP aleyhine elde edilen bulguların daha ağırlıklı olduğu görülebilir. İkinci olarak, zaman içerisinde yeni ekonometrik tekniklerin gelişmesi ve yeni verilerin oluşması, birçok araştırmacıyı, bu güncel teknik ve verilerle PPP hipotezini yeniden ele almaya sevk etmiştir. Bu bağlamda, yukarıda ve Tablo Ek-1’de özetle tanıtılan çalışmaların bulguları genel olarak göstermiştir ki, modern test teknikleri, geleneksel tekniklere kıyasla, PPP ilişkisinin geçerliliği konusunda, nispeten daha fazla kanıt sunmaktadır. Fakat, PPP’yi destekleyici bu kanıtların dahi yeterince ikna edici olmadığı ifade edilebilir. Kısaca, her ne kadar güçlü bir teorik altyapıya sahip olsa da, PPP yaklaşımının ekonometrik açıdan desteklenmesi veya reddedilmesi, araştırmaya-özgü koşullara yakından bağlı gibi gözükmektedir. Uygulamalı literatürde zamanla ortaya çıkan karma sonuçlar ve bu sonuçların kullanılan tekniğe genellikle duyarlı olması, mevcut çalışmada yapılan ekonometrik analizlerin temel motivasyonlarını oluşturmaktadır.

4. Ekonometrik Yöntem ve Model

İlgili literatür incelendiğinde, PPP hipotezinin, zaman-serisi veya panel-veri metodolojileri kullanılarak, genellikle eşbütünleşme testleri veya birim-kök/durağanlık testleri yardımıyla sınındığı görülebilir. Bu çalışmada, PPP hipotezine zaman-serisi ekonometrisi perspektifinden bakılacak ve bu hipotez, Türkiye ekonomisi için, öncelikle bir grup birim-kök ve durağanlık test teknikleri kullanılarak test edilecektir. Çalışmada, ayrıca, eşbütünleşme yönteminden de sınırlı bir ölçüde yararlanılacaktır. PPP yaklaşımının ekonometrik olarak test edilmesinde, reel döviz kurunun birim-kök/durağanlık analiziyle, nominal kur ve ilgili (nispi) fiyatlar arasındaki eşbütünleşme analizinin birbirleriyle yakından bağlantılı olduğu söylenebilir. Söz konusu bağlantıyı görebilmek için, bu bölümde öncelikle eşbütünleşme yaklaşımı üzerinde kısaca durulacaktır.

Eşbütünleşme testleri yoluyla “mutlak PPP analizi”, genellikle, aşağıdaki 2 modelden herhangi birinin hata terimi tahmininin durağan olup olmadığının sınanması yoluyla gerçekleştirilir. Eğer ilgilenilen modelin hata terimi tahmini (yani, kalıntı terimi) durağan bulunur ise, eğim parametresinin veya parametrelerinin değerleri üzerine konulan (ve aşağıda bahsedilen) kısıtlar test edilir. Eşbütünleşme ilişkisini sınamak için mevcut PPP literatüründe yaygın olarak kullanılan (ve esasen Eşitlik (2)’den türetilen) uzun-dönem stokastik zaman-serisi modelleri, şöyle ifade edilebilir (Cheung & Lai, 1993, 1998; Corbae & Ouliaris, 1988; Taylor & McMahon, 1988; Froot & Rogoff, 1995; Kohli, 2002; Sarno & Taylor, 2003):

$$\ln(NER)_t = \alpha_1 + \alpha_2 \ln(P_d)_t - \alpha_3 \ln(P_f)_t + e_t \quad (5)$$

$$\ln(NER)_t = \beta_1 + \beta_2 \ln\left(\frac{P_d}{P_f}\right)_t + e_t \quad (6)$$

Eşitlik (5)'teki α_1 ve Eşitlik (6)'daki β_1 sabit terimi, e_t ise hata terimini temsil eder. Bu eşitliklerde bulunan orijinal değişkenlerin tanımlamaları, Eşitlik (1)'de olduğu gibidir. Literatürdeki genel eğilimi takiben, orijinal değişkenler, hem Eşitlik (5)'te hem de Eşitlik (6)'da, doğal-logaritmaları alınarak modellere katılmıştır. Eğer Eşitlik (5) kapsamında $\alpha_2=\alpha_3$ biçimindeki boş hipotez reddedilemez ise “simetri koşulu” sağlanmış demektir. Yine aynı eşitlikte, $\alpha_2=\alpha_3=1$ boş hipotezi reddedilemez ise, “simetri koşulu” ile birlikte, “oransallık koşulu” da sağlanmış demektir. Öte yandan, Eşitlik (6), simetri koşulunun mevcut olduğu varsayımı altında, oransallık koşulunun test edilmesine imkân verir. Buna göre, $\beta_2=1$ biçimindeki boş hipotez reddedilemezse “oransallık koşulu”nun karşılandığı sonucuna varılabilir (Cheung & Lai, 1993; Froot & Rogoff, 1995; Kohli, 2002; Sarno & Taylor, 2003).

Gerek (5) numaralı, gerekse (6) numaralı eşitlik için, tahmin edilen hata terimi düzey-değerinde durağan, yani I(0) olarak bulunmuş ise ve ilgili boş hipotez(ler) de reddedilemez ise, mutlak PPP hipotezinin güçlü veya katı formda geçerli olduğu söylenebilir. Eğer söz konusu kalıntı terimi I(0) bulunmuş ve fakat ($\alpha_2>0$, $\alpha_3>0$ ve $\beta_2>0$ iken) ilgili boş hipotez(ler) reddedilir ise, PPP hipotezinin zayıf formda geçerli olduğu savunulabilir (Culver & Papell, 1999; Froot & Rogoff, 1995; Zhou, 1997; Kohli, 2002; Bahmani-Oskooee & Hegerty, 2009). (5) veya (6) numaralı eşitliklerde ilgili değişkenlerin doğrusal bir birleşimi olan hata teriminin tahminleri eğer birinci veya daha yüksek mertebeden durağan bulunursa, PPP hipotezinin zayıf formda dahi geçerli olmadığı sonucuna varılır (Taylor, 1988, 2006; Froot & Rogoff, 1995; Sarno & Taylor, 2003). Burada ima edilen eşbütünleşme testleri, esasen Engle ve Granger (1987) veya Johansen (1988, 1991) türündeki testlerdir. Bu testlerin sonuçlarının (mutlak PPP yaklaşımı bağlamında) güvenilir olması için, ilgili modellerdeki bağımlı ve açıklayıcı değişkenlerin birinci-farklarında durağan, yani I(1) olmaları gerekmektedir (Froot & Rogoff, 1995; Hondroyannis & Papapetrou, 1997; Sarno & Taylor, 2003).

Mutlak PPP hipotezi, reel döviz kuru serisinin düzeyde-durağan olup olmadığı incelenerek de test edilebilir. Nominal döviz kuru ve (nispi) fiyatlar arasında bir eşbütünleşme ilişkisi olup olmadığını test etmek yerine, reel döviz kuru için bir birim-kök veya durağanlık testi yapmak, her şeyden önce, eşbütünleşme testinin belirli şartlarda yol açtığı “küçük-örneklem sapması (small-sample bias)” sorununun azaltılmasına yardımcı olabilir (Froot & Rogoff, 1995). Birim-kök veya durağanlık test yaklaşımı, ayrıca, mutlak PPP hipotezinin güçlü formda geçerli olup olmadığını belirlemeyi kolaylaştırır (Froot & Rogoff, 1995; Kohli, 2002; Sarno & Taylor, 2003). Bunlarla birlikte, eşbütünleşme ve birim-kök/durağanlık testleri, bu konuda, birbirlerini tamamlayıcı analizler olarak kullanılabilir. Eğer reel döviz kuru kısa-vadedeki şokların etkisini absorbe edip zaman içerisinde (PPP'nin işaret ettiği seviye olsun veya olmasın) kendi (sabit) ortalama değerine dönme eğilimi sergiliyorsa, yani PPP kurundan sapmalar zamanla yok oluyorsa, mutlak PPP hipotezi (güçlü formda) destek bulmuş olur (Taylor & Taylor, 2004; Taylor, 2006; Corbae & Ouliaris, 1988; Hegwood & Papell, 1998).

PPP yaklaşımı bağlamında birim-kök veya durağanlık testini gerçekleştirebilmek için, öncelikle Eşitlik (1)'deki çarpımsal (multiplicative) reel döviz kuru formülasyonu, aşağıda gösterildiği gibi log-lineer veya toplamsal (additive) forma dönüştürülür (Oh, 1996; Taylor & McMahon, 1988; Erlat, 2003; Sarno & Taylor, 2003; Taylor, 2006):

$$\ln(RED)_t = \ln\left(\frac{(NER)(P_f)}{(P_d)}\right)_t = \ln(NER)_t - \ln(P_d)_t + \ln(P_f)_t \quad (7)$$

Eşitlik (7)'deki (doğal-logaritmaları alınmış) değişkenler, yine Eşitlik (1)'de ifade edilen manalara sahiptir. (7) numaralı matematiksel eşitliğin kısıtsız ekonometrik versiyonuna şöyle ulaşılabilir: İlk olarak, (7)'nin sağ tarafında logaritmik fiyat değişkenlerinin parametreleri üzerine konulan kısıtlamalar kaldırılır; ikincisi, mutlak PPP uyarınca logaritmik reel döviz kurunun "0" değerine eşit olma kısıtlaması kaldırılır; üçüncüsü, modele rassal (stokastik) hata terimi eklenir. Böyle bir modelin zaman-serisi gösterimi aşağıdaki gibidir:

$$\ln(RED)_t = y_t = \ln(NER)_t - \omega_2 \ln(P_d)_t + \omega_3 \ln(P_f)_t = \omega_1 + e_t \quad (8)$$

Bu eşitlik, reel döviz kurunun doğal-logaritmasının, herhangi bir ortalama (sabit) değer etrafında, rassal olarak dalgalanmasına olanak sunar. Eşitlik (7) ve (8) birlikte değerlendirildiğinde, $\ln(RED)_t = y_t$ değişkeninin zaman-serisi özelliğinin veya bütünleşme derecesinin test edilmesi demek, otomatik olarak, $\omega_2 = \omega_3 = 1$ olduğunun, yani simetri ve oransallık koşullarının birlikte karşılandığının varsayılması demektir. Diğer yandan, Eşitlik (5) ve (8)'in ilgili parametreleri arasındaki ilişkileri de şöylece ifade etmek mümkündür: $\alpha_1 = \omega_1$, $\alpha_2 = \omega_2$, $\alpha_3 = \omega_3$. Ayrıca, eğer $\beta_1 = \omega_1$, $\beta_2 = \omega_2 = \omega_3$ olarak alınırsa, Eşitlik (6) ve (8) arasında da bir benzerlik olduğu görülebilir.

Eşitlik (5), (6) ve (8)'de sabit terimin bulunma nedenleri arasında, dış ticaret üzerindeki çeşitli engellerin ilgili ülkelerin ortalama fiyat seviyelerini birbirlerinden farklılaştırması ve fiyat seviyesinin temsilinde genellikle farklı şekillerde normalize edilen fiyat endekslerinin kullanılması sayılabilir (Krichene, 1998; Abuaf & Jorion, 1990; Taylor, 2006). Diğer yandan söz konusu modellere hata terimi (e_t) ilave edildiğinde, nominal veya reel döviz kurunun, PPP'nin işaret ettiği denge kurdan geçici olarak farklılaşmasına (yani, kısa-dönemli şoklara) izin verilmiş olmaktadır (Katseli-Papaefstratiou, 1979; Cheung & Lai, 1993; Taylor & McMahon, 1988; Corbae & Ouliaris, 1988; Abuaf & Jorion, 1990).

Eşitlik (8)'deki $\ln(RED)_t = y_t$ değişkeninin birim-kök testi, süreçte deterministik trend teriminin varlığına da izin verildikten sonra, aşağıdaki ADF (Augmented Dickey-Fuller) modeli dikkate alınarak gerçekleştirilebilir (Dickey & Fuller, 1979, 1981; Said & Dickey, 1984; Froot & Rogoff, 1995; Cheung & Lai, 2001; Sarno & Taylor, 2003; Taylor, 2006; Gujarati & Porter, 2009):

$$\Delta y_t = \alpha + \mu t + (\beta - 1)y_{t-1} + \sum_{i=1}^p \lambda_i \Delta y_{t-i} + e_t \quad (9)$$

Dickey ve Fuller (1979, 1981), Eşitlik (9)'dakine benzer oto-regresif modeller yoluyla birim-kök testinin uygulanma prosedürünü geliştiren ilk araştırmacılar arasında yer alır. Eşitlik (9)'daki regresand ($\Delta \ln(RED)_t = \Delta y_t$), Eşitlik (1) yoluyla hesaplanan reel döviz kurunun doğal-logaritmasının birinci-farkını temsil ederken, α sabit terimi, t lineer zaman trendini, e_t ise pür-rassal (purely-random) veya beyaz-gürültü (white-noise) hata terimini yansıtmaktadır. Eşitlik (9)'a gecikmeli bağımlı değişkenlerin eklenme nedeni, bu değişkenlerin modelde bulunmaması halinde hata teriminde muhtemelen ortaya çıkacak olan bir oto-korelasyon sorununu elimine etmektir. Bu eşitliğe kaç adet gecikmeli terim ekleneceğine, maksimum gecikme uzunluğu belirlendikten sonra, "Akaike bilgi

kriteri”, “Schwarz bilgi kriteri” veya “genelden-özele yaklaşımıyla eklenen son terimin katsayısının t -testi kriteri” gibi çeşitli kriterlere göre karar verilebilir. Şayet, seçilen kritere göre bağımlı değişkenin herhangi bir gecikmeli değerinin modelde bulunmamasına karar verirse, genişletilmiş DF testi, sıradan DF (Dickey-Fuller) testine dönüşür (Dickey & Fuller, 1981; Said & Dickey, 1984; Ng & Perron, 1995; MacKinnon, 1996; Gujarati & Porter, 2009). Phillips ve Perron (1988), ADF-temelli alternatif bir test prosedürünü, yani PP test tekniğini geliştirmiştir. Bu alternatif testte, Eşitlik (9) kapsamında, $\lambda_i=0$ ($i=1,2,\dots,p$) olduğu varsayımı altında, hata terimindeki muhtemel bir oto-korelasyon sorunu, y_{t-1} değişkeninin katsayısı için elde edilen test istatistiği non-parametrik bir düzeltmeye tabi tutularak elimine edilebilmektedir (Phillips & Perron, 1988; MacKinnon, 1996; Gujarati & Porter, 2009).

Trend değişkeninin –örneğin Eşitlik (9)’da olduğu gibi– ilgili test modeline katılması, genel bir deyişle, standart (“Casselian”) PPP yaklaşımıyla uyumlu görülmemektedir (Culver & Papell, 1999; Cheung & Lai, 2001; Papell & Prodan, 2006). Bununla birlikte, trend değişkeninin modeldeki varlığı, olası bir Balassa-Samuelson etkisinin (yani, faktör verimliliğinde ülkeler-arasında zamanla meydana gelebilen farklılıkların yol açtığı etkinin) dikkate alınmasını sağlayabilir (Froot & Rogoff, 1995; Cheung & Lai, 2001; Taylor & Taylor, 2004; Papell & Prodan, 2006).¹³ Eğer Eşitlik (9)’daki trend teriminin katsayısı için $\mu=0$ olduğu kabul edilirse, bu eşitlik sadece sabit terimli bir ADF modeline dönüşür. Trend teriminin varlığı veya yokluğundan bağımsız bir biçimde, Eşitlik (9) kullanılarak yapılabilecek bir ADF (veya PP) birim-kök testi, sırasıyla şu boş ve alternatif hipotezleri ihtiva eder: $H_0: (\beta-1)=\rho=0$ ve $H_a: \rho<0$. Eğer söz konusu boş hipotez, alternatif hipotez lehine reddedilir ise, ilgili serinin düzeyde-durağan (yani, $y_t \sim I(0)$) olduğu sonucuna varılabilir. Bu da, mutlak PPP hipotezinin güçlü formda destek bulduğu manasına gelir (Froot & Rogoff, 1995; Kohli, 2002; Taylor, 2006).

Eşitlik (8)’deki $\ln(RER)_t = y_t$ değişkeni için, Kwiatkowski, Phillips, Schmidt ve Shin (1992) tarafından geliştirilen KPSS-türü bir durağanlık testi ise, yine deterministik trend değişkeninin varlığına da izin verilerek, aşağıdaki model aracılığıyla gerçekleştirilebilir (Kwiatkowski vd., 1992; Carrion-i-Silvestre & Sansó, 2006a; Lee, Huang, & Shin, 1997; Bahmani-Oskooee, 1998):

$$y_t = \delta t + r_t + e_t \quad (10)$$

Bu son eşitlikte, e_t beyaz-gürültü hata terimini temsil ederken, r_t ise $r_t = r_{t-1} + u_t$ biçimindeki bir rassal yürüyüş sürecini yansıtır. Burada u_t , 0 ortalamaya ve σ_u^2 sabit varyansına sahip, bağımsız ve özdeş dağılımlı bir hata terimini gösterir. KPSS testinin boş hipotezi $H_0: \sigma_u^2=0$ biçiminde, alternatif hipotezi ise $H_a: \sigma_u^2>0$ biçimindedir. Eğer bu boş hipotez, $\delta \neq 0$ olduğu varsayımı altında reddedilemez ise y_t serisinin trend-etrafında-durağan olduğu; $\delta=0$ olduğu varsayımı altında reddedilemez ise y_t serisinin ortalama-etrafında-durağan olduğu sonucuna varılabilir. Trend teriminin dışarıda bırakıldığı model için, y_t serisinin bir sabit terim ($r_0=\alpha$) ile hata terimi (e_t) üzerine regrese edildiğini düşünelim: $y_t=\alpha+e_t$. İşte bu modelin tahmininden elde edilecek kalıntı terimi değerleri (\hat{e}_t), Kwiatkowski vd.’nin (1992, s. 165) geliştirdiği $\hat{\eta}_\mu$ formülasyonu çerçevesinde kullanılarak, düzeyde-durağanlığın sınanması için KPSS-test istatistiğine ulaşılabilir (Kwiatkowski vd., 1992; Carrion-i-Silvestre & Sansó, 2006a; Lee vd., 1997). Hipotez testi sonucunda yukarıda sözü edilen boş hipotez reddedilemez ise, mutlak PPP hipotezinin güçlü formda destek bulduğu kararına varmak mümkün olur.

¹³ PPP hipotezinin geçerliliğinin analiz edildiği ekonometrik literatüre bakıldığında, çalışmaların büyük bir kısmının, ilgili testleri sadece sabit terimin dikkate alındığı (yani, trend değişkeninin yer almadığı) modeller üzerinden gerçekleştirdiği görülebilir. Bu çalışmada da, istisnai iki durum haricinde reel kur için tüm birim-kök ve durağanlık testleri ve ayrıca ilgili uzun-dönem modelleri için tüm eşbütünlüşme testleri, trend değişkeninin bulunmadığı (sabit terimli) modeller kullanılarak icra edilecektir.

Bir zaman-serisinin durağanlığı veya bütünleşme derecesi, yukarıda birkaçı özetle tanıtılmaya çalışılan geleneksel tekniklerle analiz edilirken, zımni olarak, ilgili serinin zaman içerisinde kayda-değer bir yapısal değişime uğramadığı varsayımı yapılmaktadır. Oysa, genel bir deyişle, bu varsayım, kalıcı şoklara maruz kalan birçok makro-iktisadi değişken açısından gerçekçi gözükmemektedir. Zaman-serisi ekonometrisi literatüründeki güncel gelişmeler göstermiştir ki, bir serideki potansiyel yapısal kırılmalar dikkate alınmadan gerçekleştirilen birim-kök veya durağanlık testleri, esasında hatalı olan durağan-dışılık hipotezinin reddedilememesine (örneğin, ADF testi kapsamında “Tip II” hataya) yol açabilmektedir. Başka bir deyişle, eğer incelenen değişkenin deterministik terim veya terimlerinde zaman içerisinde anlamlı (kalıcı) bir değişim meydana gelmişse, geleneksel ADF testi düşük-güç (low-power) özelliği taşıyacak, geleneksel KPSS testi ise boyut-çarpıklıklarına (size-distortions) sahne olacaktır (Perron, 1989; Perron & Vogelsang, 1992; Zivot & Andrews, 1992; Lee vd., 1997; Hegwood & Papell, 1998; Busetti & Taylor, 2003; Papell & Prodan, 2006). Bu gibi sorunları belirli bir ölçüde aşabilmek için, literatürde, öncelikle, rejim değişimlerini tekli-kırılma çerçevesinde dikkate alan bazı teknikler geliştirilmiştir (örneğin, Perron, 1989; Perron & Vogelsang, 1992; Zivot & Andrews, 1992; Perron, 1997; Kurozumi, 2002). Bilinmektedir ki, standart PPP yaklaşımında reel döviz kurunun durağanlığı, bu serinin uzun-dönemde kendi “sabit” ortalama değerine dönme eğilimine sahip olması demektir. Dolayısıyla, yapısal kırılma ihtimali reel döviz kuru değişkeni için tanıtılırsa, artık bu serinin “değişen” bir ortalamaya dönmesi mümkün hale gelir. Bu durum, literatürde, standart-PPP koşulundan farklılığı belirtmek için, “yakın-PPP (quasi-PPP) koşulu” veya “sınırlı-PPP (qualified-PPP) koşulu” olarak tanımlanabilmektedir (Hegwood & Papell, 1998; Erlat, 2003; Papell & Prodan, 2006; Şener vd., 2015).

Öte yandan, belirtmek mümkündür ki, bir serideki muhtemel yapısal kırılmayı dikkate almak kadar, bu kırılmanın sayısı veya modellenme biçimi de, ilgilenilen serinin durağan olup olmadığı hakkında varılacak kararı etkileyebilecektir. Literatürde, son yıllarda, bir seride 1’den fazla (sınırlı sayıda) potansiyel yapısal kırılmayı dikkate alan testler (örneğin, Lumsdaine & Papell, 1997; Clemente, Montañés, & Reyes, 1998; Ohara, 1999; Kapetanios, 2005; Carrion-i-Silvestre & Sansó, 2007; Narayan & Popp, 2010) kadar, potansiyel yapısal kırılmaları farklı bir formatta dikkate alan testler (örneğin, Becker vd., 2006; Enders & Lee, 2012a, 2012b) de geliştirilmiştir. Bir değişkenin birim-köklü olup olmadığı veya durağanlığı incelenirken çok sayıda yapısal kırılmanın dikkate alınması, özellikle tahmin edilecek parametre sayısındaki artıştan ve/veya bazen yapısal kırılma sayısının yanlış tespit edilmesinden dolayı, boş hipotezin geçerliliği hakkında varılacak kararı hatalı bir yönde etkileyebilir. Genel olarak, çoklu-yapısal kırılmalı birim-kök veya durağanlık testlerinde olduğu gibi, tekli-yapısal kırılmalı testlerde de, serinin trendindeki potansiyel değişimler hatalı bir biçimde (örneğin, kademeli (gradual) olması gerekirken, keskin (sharp) bir biçimde) modellendiğinde, yine yanıltıcı sonuçlara ulaşılabilir (Becker vd., 2006; Enders & Lee, 2012a).

Bir değişkendeki olası çoklu- veya tekli-yapısal kırılmaların geleneksel (kukla değişkenli) yöntemlerle kontrol altına alınması sonucunda ortaya çıkabilecek problemleri aşabilmenin yollarından birisi, Fourier-fonksiyonu ile genişletilmiş birim-kök veya durağanlık testlerine başvurmak olarak görülebilir. Nitekim, Fourier-fonksiyonlu testler, ilgili seride analiz edilen dönem boyunca meydana gelmiş olabilen yapısal kırılma veya kırılmaların formatı (biçimi), sayısı ve süresi hakkında herhangi bir ön bilgi gerektirmeden, serilerin bütünleşme derecelerini belirlemeye olanak vermektedir. Ayrıca, bu testler, potansiyel yapısal kırılmalarla birlikte, serilerdeki muhtemel non-linear bileşenleri de belirli ölçülerde dikkate alabilmektedir (Becker vd., 2006; Enders & Lee,

2012a, 2012b; Chang vd., 2012; She vd., 2021). Bu, kısıtlı da olsa, kayda-değer bir avantajdır. Çünkü, test edilen seriler zaman içerisinde belirgin bir non-lineer (eğrisel) gelişim sergilediğinde, bu potansiyeli dikkate alan güçlü (powerful) testler, diğer testlere göre, daha güvenilir sonuçlar üretebilir (Chortareas, Kapetanios, & Shin, 2002; Sarno & Taylor, 2003; Su vd., 2011; Chang vd., 2012; Becker vd., 2006; Enders & Lee, 2012a). Fourier-temelli testlerin avantaj sağlayabilecek yönlerinden bir diğeri ise, bunların, ilgili değişkendeki “uzun-dönüşleri (long-swings)” veya “U-biçimli ve yumuşak (smooth) kırılmaları” etkin bir biçimde modelleyebilme özelliğine sahip olmalarıdır (Becker vd., 2006; Enders & Lee, 2012b). Fourier-fonksiyonlu testlerde bu özelliğin mevcut olması, literatürde “yarı-ömür” süresi genellikle beklenenden uzun bulunan reel döviz kuru serisinin durağanlık analizi açısından oldukça önemlidir.

Genel bir ifadeyle, Fourier-temelli teknikler, geleneksel birim-kök veya durağanlık testlerinin gerçekleştirildiği modellerin, belirli bir (tekli veya çoklu) frekans değerine sahip Fourier-fonksiyonuyla genişletilmesine dayalıdır. Bu yaklaşımı kısaca özetlemek için, öncelikle ilgili DF veya KPSS modelindeki sabit terimin, aşağıdaki gibi zamana-bağlı ve deterministik bir basit Fourier-fonksiyonu ile ikame edildiğini ve böylece ilgili modelin genişletildiğini düşünelim (Becker vd., 2006; Enders & Lee, 2012a, 2012b):

$$\alpha(t) = \theta_1 + \theta_2 \sin\left(\frac{2\pi kt}{T}\right) + \theta_3 \cos\left(\frac{2\pi kt}{T}\right) \quad (11)$$

Eşitlik (11)'de bulunan k tekli-frekans sayısını, t zaman trendini, T ise veri-setindeki gözlem sayısını ifade eder. Anlatım/uygulama basitliği ve pratiklik açısından, Eşitlik (11)'de, çoklu-frekanslar yerine, tekli-frekans değeri dikkate alınmıştır. Kırılma ve (sınırlı) eğriselliğin tekli-frekans ile (yaklaşık olarak) temsil edilmesi, belirli şartlarda yeterli olabilmektedir. Bu prosedürde, söz konusu tekli-frekans değeri, belirli bir maksimum tekli-frekans sayısı üzerinden, birim-kök veya durağanlık testi uygulanan (ve yukarıdaki Fourier-fonksiyonu ile genişletilmiş olan) modelin kalıntı kareleri toplamını (RSS) minimize eden değere tekabül etmelidir. Gerekli test istatistiği, alternatifler arasından minimum RSS değerini veren optimal modelin bulguları kullanılarak elde edilir ve sonra bu değer, ilgili kritik değerle karşılaştırılır. Bunun sonucunda serinin durağan olup olmadığı hakkında bir karara varılabilir. Öte yandan, birim-kök veya durağanlık testi uygulanan değişkenin deterministik bileşeninde eğriselliğin mevcut olup olmadığı tespit edilmek istendiğinde, yine optimal frekansın yer aldığı nihai model tahminleri kullanılır. Bu çerçevede, Eşitlik (11)'deki trigonometrik terimlerin katsayılarının birlikte 0'a eşitliği hipotezi ($H_0: \theta_2=\theta_3=0$), söz konusu nihai model tahminleri üzerinden, F-testine tabi tutulabilir. Eğer ilgili boş hipotez reddedilirse, analiz edilen seride eğrisel bir trendin mevcut olduğuna karar vermek mümkündür. Böyle bir durumda, istihdam edilen Fourier-temelli test tekniğinin, bunun mukabili olan geleneksel test tekniğine tercih edilmesi gerektiği söylenebilir (Becker vd., 2006; Enders & Lee, 2012a).

Fourier-genişletmeli ADF testinin detaylı uygulanma prosedürü ile gerekli kritik değerler Enders ve Lee (2012a) çalışmasında, Fourier-genişletmeli KPSS testinin detaylı uygulanma prosedürü ile gerekli kritik değerler ise Becker vd. (2006) çalışmasında sunulmaktadır. Not etmek gerekir ki, hem Enders ve Lee'nin (2012a), hem de Becker vd.'nin (2006) Fourier-genişletmeli testlerinde, yukarıda bahsedilen frekanslar “tamsayı” cinsinden alınmaktadır. Öte yandan, Omay (2015), tamsayı frekanslar için geliştirilmiş Fourier-ADF (F-ADF) testini, (belirli bir aralıktaki) kesirli frekanslar (fractional frequencies) için genişletmiştir. Omay (2015), F-ADF tekniği yerine

Fractional-Fourier-ADF (FF-ADF) tekniği kullanıldığında, ilgili serideki eğrisel trendin daha iyi modellenme olanağına kavuşabileceğini ima etmiştir.

Burada, yöntem bakımından son olarak bir hususa vurgu yapmak faydalı olabilir. ADF ve ADF-türevi testler, boş hipotezlerinde, ilgili serinin birim-köke sahip olduğunu, yani durağan olmadığını iddia etmektedir. Oysa, KPSS ve KPSS-türevi testler, durağanlık boş hipotezine sahiptir. Fourier-fonksiyonuyla genişletilmiş ADF ve KPSS testleri de bu kapsamdadır. Buna göre, PPP yaklaşımındaki boş hipotezin “PPP kuru geçerlidir” biçiminde olduğu düşünülürse, KPSS ve türevi testlerin, PPP hipotezinin sınanmasına, ADF ve türevi testlere kıyasla, daha uyumlu olduğu iddia edilebilir (Culver & Papell, 1999; Taylor, 2001; Carrion-i-Silvestre & Sansó, 2006a; Froot & Rogoff, 1995; Becker vd., 2006; Su vd., 2011). Öte yandan, özellikle örneklemin zaman boyutu kısıtlı olduğunda, KPSS-temelli testler, ADF-temelli testlere göre daha avantajlı görülebilmektedir (Culver & Papell, 1999). Tüm bunlarla birlikte, KPSS ve türevi testleri, ADF ve türevi testlerin rakibi olarak değerlendirmek yerine, bunların genellikle birbirlerini tamamlayabileceğini düşünmek daha makul olabilir (Kwiatkowski vd., 1992; Shin, 1994; Kurozumi, 2002; Carrion-i-Silvestre & Sansó, 2006a, 2006b, 2007; Becker vd., 2006). Sonuç olarak, bu çalışmada, Türkiye-ABD karşılıklı verileriyle hesaplanan çeşitli reel döviz kuru değişkenlerinin durağanlığı, dirençlilik analizi açısından, hem ADF-temelli hem de KPSS-temelli bir grup test tekniği kullanılarak sınanacaktır. Ayrıca, ADF-temelli ve KPSS-temelli birkaç teknik vasıtasıyla, yardımcı analizler olarak görülen bazı eşbütünleşme testleri de gerçekleştirilecektir.

5. Veri-Seti ve Ekonometrik Bulgular

Bu çalışmadaki temel ekonometrik analizler, 4 alternatif reel döviz kuru serisi kullanılarak tatbik edilecektir. Birim-kök ve durağanlık analizlerine tabi tutulacak olan bu seriler, yukarıda ifade edilen (7) numaralı eşitliğe bağlı kalınarak oluşturulmuştur. Eşitlik (7)’deki nominal döviz kuru değişkenini temsilen, Türk Lirası (TL) ile ABD Doları (USD) arasındaki (doğrudan kotasyonla ifade edilen) dönem-ortalama ve dönem-sonu nominal döviz kuru değerleri kullanılmıştır. Öte yandan, yurtiçi ortalama fiyat seviyesini temsilen, Türkiye’nin tüketici fiyat endeksi (consumer price index: CPI) ve üretici fiyat endeksi (producer price index: PPI) değerlerinden; bu değişkenin yurtdışı karşılıklarını temsilen de, ABD’nin CPI ve PPI değerlerinden faydalanılmıştır.¹⁴

Karşılıklı reel kur hesaplamaları için kullanılan serilerin tümü IMF’in IFS (2022) veri-tabanından temin edilmiş olup, tüm veriler çeyreklik (3-aylık) frekansa sahiptir. Birim-kök ve durağanlık testleri öncesinde, hesaplanan tüm alternatif reel döviz kuru değişkenlerinin doğal logaritmaları alınmıştır. Bahsedilen 4 farklı reel kur serisine dair özet bilgi ve istatistikler Tablo 1’de raporlanmış, bu serilerin zaman-grafikleri ise Şekil Ek-1 ve Şekil Ek-2’de sunulmuştur. Söz konusu tablodan görülebileceği gibi, CPI (PPI) serileri kullanılarak hesaplanan reel kur değişkenleri, 2001Q2-2022Q2 (2001Q2-2020Q1) zaman aralığını içermektedir.¹⁵ Hem Şekil Ek-1’den hem de Şekil Ek-2’den anlaşılabilir gibi, reel TL/USD kuru değişkenleri, U-biçimli uzun-dönüşler sergilemektedir. Bundan dolayı, özellikle Fourier-fonksiyonuyla genişletilmiş testlerin, bu 4 değişkene ilişkin gerçek veri-üretim sürecini etkin bir biçimde yakalaması beklenmektedir.

¹⁴ Bu çalışmada PPP hipotezinin test edilmesinde karşı ülke olarak ABD’nin seçilmesinin birkaç nedeni vardır. Bunlar arasında, USD’nin “temel rezerv ve araç para” rolüne sahip olması, ABD’nin Türkiye’nin başlıca dış ticaret ortakları arasında yer alması ve ABD’nin dünya ekonomisindeki ağırlığı sayılabilir.

¹⁵ Bu çalışmada kullanılan veriler, IFS (2022) veri-tabanından, 2022 yılının Ağustos ayında temin edilmiştir. Söz konusu tarihte CPI ve PPI serilerinin veri-tabanındaki bitiş zaman noktaları birbirleriyle aynı olmadığı için, analizlerde kullanılan zaman aralıkları, ilgili değişkenlere göre farklılaşmıştır.

Tablo 1: Analiz Edilen Reel Döviz Kuru Değişkenlerine Dair Bazı Bilgi ve İstatistikler

Sembol	Hesaplama	Minimum / Maksimum	Ortalama	Standart Sapma	Zaman aralığı	Kaynak
$\ln(\text{rera_cpi})$	$\ln\left((TL/USD)^{ax} \left[\frac{(CPI_{USA})}{(CPI_{TUR})}\right]\right)$	0.3327 / 1.3974	0.7437	0.2857	2001Q2-2022Q2	IFS (2022)
$\ln(\text{rere_cpi})$	$\ln\left((TL/USD)^{ex} \left[\frac{(CPI_{USA})}{(CPI_{TUR})}\right]\right)$	0.3285 / 1.5519	0.7598	0.3013	2001Q2-2022Q2	IFS (2022)
$\ln(\text{rera_ppi})$	$\ln\left((TL/USD)^{ax} \left[\frac{(PPI_{USA})}{(PPI_{TUR})}\right]\right)$	0.3287 / 1.1211	0.6309	0.2080	2001Q2-2020Q1	IFS (2022)
$\ln(\text{rere_ppi})$	$\ln\left((TL/USD)^{ex} \left[\frac{(PPI_{USA})}{(PPI_{TUR})}\right]\right)$	0.3172 / 1.2259	0.6427	0.2191	2001Q2-2020Q1	IFS (2022)

Notlar: “ $(TL/USD)^{ax}$ ” ve “ $(TL/USD)^{ex}$ ” terimleri, sırasıyla, dönem-ortalama ve dönem-sonu itibarıyla ölçümlenen nominal TL/USD döviz kurunu yansıtmaktadır. CPI (PPI) terimi, tüketici (üretici) fiyat endeksini temsil eder. CPI ve PPI göstergeleri için kullanılan baz yılı 2010’ dur. Bu tablo, Yazar tarafından hazırlanmıştır.

Bu çalışmada, PPP hipotezini test etmek amacıyla, öncelikle geleneksel ADF, PP ve KPSS test tekniklerinden yararlanılacaktır. Diğer yandan, yapısal kırılmaları dikkate alan ADF-temelli testler arasından 1-kırılmalı Perron ve Vogelsang (1992) ve Zivot ve Andrews (1992) testleri ile 2-kırılmalı Clemente vd. (1998) ve Narayan ve Popp (2010) testleri kullanılacaktır. KPSS-temelli yapısal kırılmalı testler için, Kurozumi (2002) ve Carrion-i-Silvestre ve Sansó (2007) çalışmaları esas alınacaktır. Bu çalışmalardan birincisi ilgilenilen değişkende tek yapısal kırılmaya, ikincisi ise çift yapısal kırılmaya izin vermektedir. Burada bahsedilen yapısal kırılmalı testlerin ortak özelliklerinden birisi, kırılma tarihlerinin model tarafından içsel olarak (endogenously) belirleniyor olmasıdır. Çalışmada, son olarak, Enders ve Lee’nin (2012a) F-ADF testi, Omay’ın (2015) FF-ADF testi ve Becker vd.’nin (2006) F-KPSS testi yardımıyla, ilgili değişkenlerdeki kırılmalar ve (sınırlı) non-lineerlik birlikte kontrol edilebilecektir. Burada bahsedilen geleneksel ADF ve PP testleri ile ADF-temelli diğer testler, boş hipotezlerinde ilgili serinin birim-köke sahip olduğu iddiasını taşımaktadır. Öte yandan, geleneksel KPSS testi ile KPSS-temelli diğer testler ise, durağanlık boş hipotezine sahiptirler. Not edilmelidir ki, ZA (1992) ve NP (2010) birim-kök testlerinde kullanılan oto-regresif modeller sabit terim ile birlikte trend terimini de ihtiva ederken, diğer testlerin tümünde trend terimi dışarıda bırakılmış, yani diğer testler için sadece sabit terimli test modelleri kullanılmıştır. Geleneksel testlerin dışındaki testlerin her birinde, muhtemel yapısal kırılma veya kırılmaların sabit terimde olduğu varsayımı yapılmıştır. Burada bahsedilen birim-kök ve durağanlık testlerinin bulguları, kullanılan kritik değerlerin kaynakları ve ilgili diğer bilgiler, Tablo 2’de raporlanmıştır.

Tablo 2: Reel TL/USD Kuru İçin Birim-Kök ve Durağanlık Testleri

Test tekniği	Boş hipotez	ln(rera_cpi)	Kırılma tarihi / Frekans sayısı	ln(rere_cpi)	Kırılma tarihi / Frekans sayısı	ln(rera_ppi)	Kırılma tarihi / Frekans sayısı	ln(rere_ppi)	Kırılma tarihi / Frekans sayısı	PPP hipotezi	Kullanılan yazılım (Ekstra modül)	Kritik değerler
ADF(c)	A	-0.43(0)	N.A.	-0.83(1)	N.A.	-1.69(0)	N.A.	-1.95(0)	N.A.	Geçersiz	Eviews 12	MacKinnon (1996), Eviews (2020a)
PP(c)	A	-0.43[0]	N.A.	-0.60[2]	N.A.	-1.70[2]	N.A.	-1.84[2]	N.A.	Geçersiz	Eviews 12	MacKinnon (1996), Eviews (2020a)
KPSS(c)	B	0.50[6]**	N.A.	0.52[6]**	N.A.	0.37[6]*	N.A.	0.38[6]*	N.A.	Geçersiz	Eviews 12	KPSS (1992, s. 166, Tablo 1)
1K-ADF(c)	A	-2.75(0)	2016Q3	-2.96(0)	2018Q1	-5.04(2)**	2014Q4	-4.26(2)	2014Q4	Çoğunlukla geçersiz	Eviews 12	PV (1992, s. 307, Tablo 2)
2K-ADF(c)	A	-3.22(0)	2014Q3 2017Q4	-3.43(4)	2014Q3 2017Q4	-5.14(2)	2013Q1 2014Q3	-4.21(4)	2012Q4 2014Q3	Geçersiz	Stata 14 (clemao_io)	CMR (1998, s. 178, Tablo 1)
1K-ADF(t)	A	-3.16(2)	2006Q4	-2.97(2)	2006Q4	-4.23(2)	2015Q1	-4.06(2)	2006Q3	Geçersiz	Stata 14 (zandrews)	ZA (1992, s. 256, Tablo 2)
2K-ADF(t)	A	-4.07(5)*	2006Q2 2009Q4	-4.48(6)**	2006Q2 2010Q1	-5.39(4)***	2006Q2 2014Q3	-6.20(6)***	2006Q4 2014Q3	Geçerli	Gauss 22 (tsplib)	NP (2010, s. 1429, Tablo 3)
1K-KPSS(c)	B	0.18[4]	2004Q4	0.19[4]	2004Q3	0.19[4]	2003Q2	0.19[4]	2003Q1	Geçerli	Gauss 22 (tsplib)	Kurozumi (2002, s. 71, Tablo 1)
2K-KPSS(c)	B	0.14[4]	2003Q2 2016Q4	0.19[4]	2003Q1 2018Q1	0.15[4]	2003Q1 2015Q1	0.14[4]	2003Q1 2014Q4	Geçerli	Gauss 22 (tsplib)	CSS (2007), Gauss (2022, tsplib)
F-ADF(c)	A	-1.47(3)	1 (5.19)	-0.37(8)	1 (2.13)	-3.05(5)	1 (8.02)**	-2.21(8)	1 (4.66)	Geçersiz	Eviews 12	EL (2012a, s. 197; Tablo 1b)
FF-ADF(c)	A	-4.80(5)***	0.6 (27.76)***	-4.78(5)***	0.5 (24.88)***	-4.44(5)**	0.8 (16.58)***	-5.37(7)***	0.7 (19.11)***	Geçerli	Eviews 12	Omay (2015, s. 124, Dipnot 1, Tablo 1)
F-KPSS(c)	B	0.17[4]*	1	0.16[4]*	1	0.06[4]	1	0.07[4]	1	Kısmen geçerli	Gauss 22 (tsplib)	BEL (2006, s. 389, Tablo 1)

Notlar: Tablodaki test tekniklerinin açıklamaları şunlardır: ADF: Genişletilmiş Dickey-Fuller; PP: Phillips-Perron; KPSS: Kwiatkowski vd.; 1K-ADF: 1 yapısal kırılmalı ADF; 2K-ADF: 2 yapısal kırılmalı ADF; 1K-KPSS: 1 yapısal kırılmalı KPSS; 2K-KPSS: 2 yapısal kırılmalı KPSS; F-ADF: Fourier-ADF; FF-ADF: Kesirli-Fourier-ADF; F-KPSS: Fourier-KPSS. “(c)”: Sabitli, trendsiz model testi; “(t)”: Sabitli ve trendli model testi. “A” boş hipotezi, test edilen serinin birim-köke sahip olduğunu; “B” boş hipotezi, test edilen serinin durağan olduğunu ifade eder. İlgili test istatistiklerinin yanında yuvarlak parantez içerisindeki ifadeler optimal gecikme uzunluklarını, köşeli parantez içerisindeki ifadeler ise optimal bant-genişliği (bandwidth) sayılarını temsil eder. ADF, F-ADF ve FF-ADF testlerindeki optimal gecikme uzunlukları, maksimum 8 gecikme üzerindedir. Akaike bilgi kriterine göre belirlenmiş; PP ve KPSS testlerindeki optimal bant-genişliği parametreleri Bartlett kernel spektral tahmin yaklaşımı kullanılarak Newey-West yöntemiyle belirlenmiş; 1K-ADF(c), 1K-ADF(t) ve 2K-ADF(t) [2K-ADF(c)] testlerindeki optimal gecikme uzunlukları, maksimum 8 gecikme üzerinden, t-istatistiği anlamlılığı kriterine göre [modülde varsayılan kriterlere göre] belirlenmiş; 1K-KPSS, 2K-KPSS ve F-KPSS testlerindeki optimal bant-genişliği parametreleri sabit (4) olarak alınmıştır. 1K-ADF(c) ve 2K-ADF(c) testlerinde, yapısal kırılma türü için “yenilikçi dışa-düşen değer (innovational outlier)” seçilmiştir. Her bir 1K-ADF(c) testinde, yapısal kırılma noktası “Dickey-Fuller minimum-t-istatistiği” kriterine göre tayin edilmiştir. F-ADF, FF-ADF ve F-KPSS testleri için frekans sayıları, Fourier-fonksiyonunda kullanılan optimal tekli-frekans değerlerini temsil etmektedir. F-ADF ve FF-ADF testlerinde frekans değerlerinin yanındaki parantez-çi ifadeler, Fourier-fonksiyonundaki trigonometrik terimlerin katsayıları için F-test istatistiklerini yansıtır. ***, ** ve * sembolleri sırasıyla %1, %5 ve %10 seviyelerinde istatistiksel anlamlılığı gösterir. “Clemao_io”, “zandrews” ve “tsplib” ekstra modüllerinin yazar bilgileri sırasıyla şöyledir: Baum (2004a), Baum (2004b) ve Nazlioglu (2021). Bu tablo, Yazar tarafından hazırlanmıştır.

TL-USD arasında oluşturulan 4 farklı reel kur serisinin geleneksel birim-kök ve durağanlık test bulgularına Tablo 2’den bakıldığında, bu değişkenlerin düzey-değerlerinde durağan olmadığı sonucuna varılabilir. Bu durağan-dışılık bulgusu, tüm değişkenler için dirençli bir bulgudur. Dolayısıyla, geleneksel tekniklere bağlı olarak, ilgili analiz dönemlerinde, reel TL/USD kuru için PPP hipotezinin geçerli olmadığı söylenebilir. Oysa, söz konusu değişkenlerde yapısal kırılmaların mevcudiyetine izin verildiğinde karma bulguların ortaya çıktığı, yine Tablo 2’den görülebilir. Serilerdeki yapısal kırılma potansiyelini dikkate alan ve fakat eğriselliği dikkate almayan ADF-temelli testler genellikle PPP hipotezinin geçerli olmadığına yönelik bulgular üretirken, bu kapsamdaki KPSS-temelli testler ise, güçlü bir biçimde, PPP hipotezinin lehine bulgular ortaya koymuştur. Burada, şöyle bir sonucun ortaya çıkması dikkat çekicidir: Tüm alternatif ADF-temelli ve kırılmalı testler içinden sadece NP (2010) testi, 4 farklı reel kur değişkeninden her birinin düzeyde-durağan olduğunu göstermiştir. Bu son test, ayrıca, PPI cinsinden hesaplanan reel döviz kuru değişkenlerinin düzeyde-durağanlığına dair daha anlamlı kanıtlar sunmuştur. NP (2010) testi, Perron-türü standart içsel yapısal kırılmalı birim-kök testlerinden farklı olarak, kırılmanın varlığını hem boş hem de alternatif hipotezde dikkate almakta ve bu yüzden yakın muadillerine göre daha avantajlı görülmektedir. Bu bağlamda, 2-kırılmalı NP (2010) ADF testi ile 2-kırılmalı CSS (2007) KPSS testinin birbirleriyle tutarlı bulgular üretmesi, PPP hipotezine önemli bir destek olarak görülebilir.

Öte yandan Tablo 2’de Fourier-fonksiyonunu içeren test bulgularına bakıldığında, yine bir ölçüde karma sonuçlar ortaya çıktığı söylenebilir. Buna göre, tam-sayıli Fourier-fonksiyonlu ADF (F-ADF) testi, analiz edilen tüm reel kur serileri için düzeyde birim-kökün varlığına işaret etmekte, fakat kesirli Fourier-fonksiyonlu ADF (FF-ADF) testi, yine ilgili tüm seriler için, düzeyde-durağanlığı ve eğriselliğin mevcudiyetini savunmaktadır. Omay (2015) çalışmasında gösterildiği gibi, veri-setindeki gözlem sayısı sınırlıyken FF-ADF testi, F-ADF testine kıyasla daha üstün performans sergileyebilmektedir. Bu çalışmada kullanılan gözlem sayıları küçük örneklem kapsamında kaldığı için, FF-ADF testinin bulgularına, yakın muadilinin bulgularına göre, daha güvenle bakılabilir. Tablo 2’de yer alan tam-sayıli Fourier-fonksiyonlu KPSS (F-KPSS) test bulguları incelendiğinde, %10 anlamlılık düzeyinde, 4 farklı reel kur serisinden CPI-bazlı olanların düzeyde-durağan olmadığı, PPI-bazlı olanların ise düzeyde-durağan olduğu görülebilir. Anlamlılık düzeyi %5 olarak alındığında, F-KPSS testinin, tüm alternatif reel kur serileri için durağanlık sonucunu verdiğini söylemek mümkündür. Sonuç olarak, FF-ADF, NP (2010), F-KPSS, CSS (2007) ve Kurozumi (2002) testlerinin bulguları birlikte değerlendirilirse, özellikle fiyat göstergesi olarak PPI seçildiğinde, PPP hipotezi lehine güçlü sonuçlar ortaya çıktığı ifade edilebilir.¹⁶

Belirtmek gerekir ki, buraya dek mutlak PPP hipotezi lehine sunulan kanıtlar, sadece yapısal kırılmalı testlerden kaynaklanmıştır. Bundan dolayı, söz konusu analizlerin, standart-PPP hipotezinden ziyade, sınırlı-PPP hipotezine kayda-değer bir destek sağladığı ifade edilebilir. Güncel zaman-serisi literatüründe, yapısal kırılmanın varlığını ve/veya non-lineer ilişkileri dikkate alan birim-kök veya durağanlık testlerinin (ve ayrıca eşbütünleşme testlerinin), bu testlerin geleneksel versiyonlarına göre genellikle daha güçlü (powerful) olduğu sıkça vurgulanmaktadır. Bu sebeple, bu çalışmada modern teknikler yardımıyla ulaşılan sonuçlara nispeten daha fazla güven duyulabileceğini iddia etmek olanaklıdır.

Tablo 2’deki testler, mutlak PPP hipotezinin güçlü formda geçerli olup olmadığının sınanmasına, yani “oransallık” ve “simetri” koşullarının birlikte karşılanıp karşılanmadığının anlaşılmasına yardımcı olmaktadır. Dolayısıyla, bu testler, mutlak PPP hipotezinin zayıf formdaki geçerliliğine dair dolaysız bir bilgi sunmaktan uzaktır. Durağanlık yaklaşımı yerine eşbütünleşme yaklaşımı kullanıldığında, oransallık koşulu gevşetilmiş olunur ve böylece PPP’nin zayıf veya kısıtsız formdaki geçerliliği hakkında net bir bilgiye ulaşılabilir. Bu çalışmada, PPP hipotezinin kısıtsız formdaki geçerlilik durumunu tespit edebilmek için, ilk olarak, modelde bir rejim değişimi olmadığını varsayan (geleneksel) eşbütünleşme analizlerine yer verilecektir. Bu kapsamda, Engle ve Granger (1987) ve Phillips ve Ouliaris (1990) ile Shin’in (1994) eşbütünleşme test teknikleri istihdam edilecektir. Çalışmada, yardımcı analizler kapsamında, ikinci olarak, tek-kırılmalı Gregory ve Hansen (1996) ve Carrion-i-Silvestre ve Sansó (2006b) testleri icra edilecektir. Burada bahsedilen EG (1987), PO (1990) ve GH (1996) testleri ADF-temelli testlerdir ve “ilgili değişkenler arasında eşbütünleşmenin olmadığı” yönünde bir boş hipoteze sahiptir. Oysa, Shin (1994) ve CSS (2006b) testleri, “eşbütünleşmenin varlığı” boş hipotezine sahip olan KPSS-temelli testlerdir. Eşbütünleşme testlerinin gerçekleştirilmesinde, (trend değişkenini içermeyen) Eşitlik (6) dikkate alınacaktır. İkinci grup eşbütünleşme testleri bağlamında, Eşitlik (6), sabitte kırılmayı temsil edecek bir kukla değişken ve onun parametresi ile genişletilecektir. Eşbütünleşme analizlerinde, bağımlı değişken için TL ve USD arasındaki (doğrudan kotasyonla ölçülen) nominal döviz kurunun doğal logaritması, açıklayıcı

¹⁶ Tipik olarak, PPI bazlı reel döviz kuru, CPI bazlı reel kura kıyasla, dış ticareti yapılabilen malları daha yüksek oranda kapsamaktadır. Bundan dolayı, F-KPSS ve NP (2010) testleri için, PPI göstergesi kullanıldığında reel kurun durağanlığına dair daha güçlü destek bulunması, tek-fiyat kanununa dayalı mutlak PPP hipoteziyle tutarlı bir sonuçtur.

değişken için ise Türkiye'deki fiyat endeksinin ABD'deki fiyat endeksine oranının doğal logaritması kullanılacaktır. Söz konusu değişkenlerin tanımlamaları ve zaman-serisi özellikleri, Tablo 3'te sunulmaktadır.

Tablo 3: Eşbütünleşme Testlerinde Kullanılan Değişkenler ve Bütünleşme Dereceleri

Değişken	Hesaplama	ADF(c)	ADF(t)	PP(c)	PP(t)	KPSS(c)	KPSS(t)	Karar
ln(nera_cpi)	$\ln[(TL/USD)^a]$	4.62(5)	1.05(5)	4.43[6]	1.54[5]	1.01[7]***	0.33[6]***	DD
ln(nere_cpi)	$\ln[(TL/USD)^e]$	4.14(4)	1.08(4)	3.51[3]	0.89[3]	1.01[7]***	0.33[6]***	DD
ln(relp_cpi)	$\ln\left[\frac{(CPI_{TUR})}{(CPI_{USA})}\right]$	2.74(5)	2.20(5)	0.33[4]	-1.22[4]	1.31[6]***	0.19[6]**	DD
ln(nera_ppi)	$\ln[(TL/USD)^a]$	2.92(5)	-0.29(5)	1.33[3]	-0.55[3]	0.98[6]***	0.29[6]***	DD
ln(nere_ppi)	$\ln[(TL/USD)^e]$	1.07(0)	-0.20(6)	1.75[4]	-0.56[3]	0.99[6]***	0.29[6]***	DD
ln(relp_ppi)	$\ln\left[\frac{(PPI_{TUR})}{(PPI_{USA})}\right]$	-0.60(1)	-2.64(1)	-1.70[5]	-3.59[5]**	1.15[6]***	0.14[6]*	DD
Dln(nera_cpi)	$\ln(nera_cpi)_t - \ln(nera_cpi)_{t-1}$	-7.63(0)***	-6.10(4)***	-7.63[2]***	-9.00[5]***	0.82[2]***	0.11[4]	D
Dln(nere_cpi)	$\ln(nere_cpi)_t - \ln(nere_cpi)_{t-1}$	-8.98(0)***	-6.05(3)***	-8.99[3]***	-10.71[4]***	0.80[3]***	0.08[2]	D
Dln(relp_cpi)	$\ln(relp_cpi)_t - \ln(relp_cpi)_{t-1}$	-1.24(4)	-1.40(4)	-4.26[9]***	-4.09[11]***	0.28[4]	0.25[4]***	?
Dln(nera_ppi)	$\ln(nera_ppi)_t - \ln(nera_ppi)_{t-1}$	-8.05(0)***	-6.24(4)***	-8.05[0]***	-9.25[5]***	0.42[0]*	0.07[4]	D
Dln(nere_ppi)	$\ln(nere_ppi)_t - \ln(nere_ppi)_{t-1}$	-9.07(0)***	-5.89(5)***	-9.06[1]***	-13.06[8]***	0.38[0]*	0.07[5]	D
Dln(relp_ppi)	$\ln(relp_ppi)_t - \ln(relp_ppi)_{t-1}$	-5.20(0)***	-5.11(0)***	-5.00[4]***	-4.87[4]***	0.22[4]	0.20[4]**	D

Notlar: “DD” terimi durağan-dışılığı, “D” terimi durağanlığı simgeler. Bu tabloda bulunan diğer kısaltmaların manaları ve ilgili diğer açıklamalar, Tablo 1 ve Tablo 2’de olduğu gibidir. Buradaki testler, Eviews 12 yazılımıyla gerçekleştirilmiştir. Testler için kullanılan verilerin (kritik değerlerin) kaynakları, Tablo 1’de (Tablo 2’de) olduğu gibidir. ***, ** ve * sembolleri sırasıyla %1, %5 ve %10 seviyelerinde istatistiksel anlamlılığı gösterir. Bu tablo, Yazar tarafından hazırlanmıştır.

Tablo 3’te ifade edilen değişkenler yine çeyreklik bazda olup, bunlardan ilk 3’ü 2001Q2-2022Q2 dönemini, ikinci 3’ü ise 2001Q2-2020Q1 dönemini ihtiva etmektedir. Dolayısıyla, CPI (PPI) cinsinden yapılacak eşbütünleşme testlerinin zaman-dönemi 2001Q2-2022Q2 (2001Q2-2020Q1) olacaktır. Tablo 3’te ifade edilen orijinal (logaritması alınmamış) serilerin her biri Tablo 1’deki karşılıklarıyla aynıdır ve dolayısıyla veri kaynakları bakımından da onlarla aynıdır. Tablo 3’te sunulan geleneksel birim-kök ve durağanlık test bulguları göstermektedir ki, kanıt üstünlüğü kriterine göre, bir istisna hariç, ilgili değişkenlerin tümü I(1)’dir.¹⁷ Bu yaklaşık tespitin ardından, eşbütünleşme testlerine geçilebilir. Geleneksel eşbütünleşme testlerine ilişkin bulgular Tablo 4’te, tek-kırlımalı (modern) eşbütünleşme testlerine dair bulgular ise Tablo 5’te raporlanmaktadır. Buradaki modern eşbütünleşme testlerinde, sadece modelin sabit teriminde bir kırılma olduğu varsayılmakta ve trendsiz model kalıbı kullanılmaktadır. Spesifik olarak, GH (1996, s. 103) çalışmasındaki “Model 2” ile CSS (2006b, ss. 625-626) çalışmasındaki “Model An”, Tablo 5’teki ilgili modellerin karşılıklarını teşkil eder. Tablo 4 ve Tablo 5’te, eşbütünleşme test bulgularının yanı sıra, ilgili eşbütünleşme testlerine karşılık gelen uzun-dönem model tahminleri de sunulmaktadır.

¹⁷ Buradaki geleneksel testlerle I(1) olduğuna dair güçlü kanıt bulunamayan değişken, “ln(relp_cpi)” değişkenidir.

Tablo 4: Geleneksel Eşbütünleşme Testleri ve Model Tahminleri

Panel A: Eşbütünleşme testleri								
Bağımlı değişken ↓	Engle ve Granger (1987) testi			Phillips ve Ouliaris (1990) testi		Shin (1994) testi		
	EG τ =ADF	EG z =ADF z	p	PO τ =Z t	PO z =Z t,z	OLS	DOLS	q
ln(nera_cpi)	-2.49	-6.07	0	-2.50	-5.94	0.25*	0.14	4
ln(nere_cpi)	-2.70	-8.12	0	-2.70	-7.20	0.25*	0.14	4
ln(nera_ppi)	-3.06	-7.24	0	-3.06	-7.45	0.22	0.12	4
ln(nere_ppi)	-3.09	-9.65	0	-3.13*	-8.82	0.22	0.11	4
Panel B: Shin testine bağlı uzun-dönem modelleri								
Bağımlı değişken →	ln(nera_cpi)	ln(nere_cpi)	ln(nera_ppi)	ln(nere_ppi)	ln(nera_cpi)	ln(nere_cpi)	ln(nera_ppi)	ln(nere_ppi)
Model	DOLS tahminleri				FMOLS tahminleri			
Sabit	0.41*** (0.05)	0.40*** (0.05)	0.47*** (0.03)	0.46*** (0.03)	0.63*** (0.05)	0.63*** (0.05)	0.55*** (0.04)	0.55*** (0.04)
ln(relp_cpi)	1.38*** (0.08)	1.37*** (0.08)			1.26*** (0.10)	1.29*** (0.10)		
ln(relp_ppi)			1.36*** (0.06)	1.34*** (0.05)			1.26*** (0.10)	1.28*** (0.10)
H ₀ : Eğim=1	23.13*** (0.0000)	20.02*** (0.0000)	41.71*** (0.0000)	40.24*** (0.0000)	7.26*** (0.0086)	8.33*** (0.0050)	6.65** (0.0119)	7.18*** (0.0091)
R ²	0.96	0.96	0.96	0.96	0.84	0.84	0.82	0.81

Notlar: Tablodaki bazı kısaltmaların karşılıkları şöyledir: OLS: Sıradan en küçük kareler; DOLS: Dinamik OLS; FMOLS: Tam-değiştirilmiş OLS. EG τ , EG z , PO τ , ve PO z test istatistiklerinin formülasyonları, EvIEWS (2020b, ss. 308-309) kaynağında sunulmaktadır. Birinci ve ikinci gruptaki eşbütünleşme testleri için MacKinnon (1996) çalışmasına bağlı olarak EvIEWS 12 yazılımı tarafından hesap edilen olasılık değerleri, üçüncü gruptakiler için ise Shin (1994, s. 100, Tablo 1) çalışmasındaki ilgili kritik değerler dikkate alınmıştır. ADF eşbütünleşme testleri için “p” terimi optimal gecikme uzunluğunu, OLS ve DOLS eşbütünleşme testleri için “q” terimi varsayılan bant-genişliği parametresini gösterir. İlgili testlerdeki “p” değerleri, maksimum 4 gecikme üzerinden, Akaike bilgi kriterine göre belirlenmiş; “q” değerleri ise sabit (4) olarak alınmıştır. Katsayı tahminlerinin altındaki parantez-içi ifadeler, standart hata tahminleridir. Modellerin ilgili eğim parametreleri için oluşturulan boş-hipotezler F-testi ile test edilmiş olup, bu testlerin altlarında olasılık değerleri de raporlanmıştır. ***, ** ve * sembolleri sırasıyla %1, %5 ve %10 seviyelerinde istatistiksel anlamlılığı temsil etmektedir. EG (1987) ve PO (1990) testleri için EvIEWS 12 yazılımı, Shin (1994) testleri için Gauss 22 yazılımında Nazlioglu’nun (2021) “tspdlib” ekstra modülü, uzun-dönem modellerinin tahminleri için yine EvIEWS 12 yazılımı kullanılmıştır. Bu tablo, Yazar tarafından hazırlanmıştır.

Tablo 5: Tek Yapısal Kırılmalı Eşbütünleşme Testleri ve Model Tahminleri

Panel A: Eşbütünleşme testleri								
Bağımlı değişken ↓	Gregory ve Hansen (1996) testi			Kırılma zamanı	Carrion-i-Silvestre ve Sansó (2006b) testi			
	ADF	Zt	p		OLS	DOLS	q	Kırılma zamanı
ln(nera_cpi)	-4.43*	-4.05	1	2006q1 (ADF)	0.17*	0.11	4	2006q4 (DOLS)
ln(nere_cpi)	-4.83**	-4.18	1	2006q2 (ADF)	0.16*	0.10	4	2006q3 (DOLS)
ln(nera_ppi)	-3.44	-4.65**	1	2003q4 (Zt)	0.16*	0.10	4	2014q4 (DOLS)
ln(nere_ppi)	-3.73	-4.51*	1	2004q1 (Zt)	0.17*	0.10	4	2014q4 (DOLS)
Panel B-1: GH testi uzun-dönem modelleri				Panel B-2: CSS testi uzun-dönem modelleri				
Bağımlı değişken →	ln(nera_cpi)	ln(nere_cpi)	ln(nera_ppi)	ln(nere_ppi)	ln(nera_cpi)	ln(nere_cpi)	ln(nera_ppi)	ln(nere_ppi)
Model	DOLS tahminleri				DOLS tahminleri			
Sabit	0.76*** (0.06)	0.77*** (0.05)	0.87*** (0.08)	0.65*** (0.10)	0.41*** (0.05)	0.39*** (0.05)	0.47*** (0.03)	0.46*** (0.03)
ln(relp_cpi)	1.59*** (0.07)	1.62*** (0.06)			1.38*** (0.08)	1.37*** (0.08)		
ln(relp_ppi)			1.45*** (0.06)	1.42*** (0.08)			1.36*** (0.06)	1.34*** (0.05)
Kukla değişken	-0.35*** (0.07)	-0.36*** (0.06)	-0.37*** (0.08)	-0.18* (0.09)	0.02 (0.04)	0.02 (0.05)	0.00 (0.03)	0.04 (0.03)
H ₀ : Eğim=1	62.33***	105.04***	50.47***	28.42***	22.24***	19.24***	40.61***	38.99***
Olasılık	(0.0000)	(0.0000)	(0.0000)	(0.0000)	(0.0000)	(0.0000)	(0.0000)	(0.0000)
R ²	0.98	0.98	0.95	0.96	0.96	0.96	0.96	0.96
Model	FMOLS tahminleri				FMOLS tahminleri			
Sabit	1.07*** (0.08)	1.07*** (0.08)	0.99*** (0.07)	0.95*** (0.07)	0.64*** (0.05)	0.65*** (0.05)	0.54*** (0.04)	0.55*** (0.04)
ln(relp_cpi)	1.63*** (0.09)	1.67*** (0.10)			1.26*** (0.10)	1.29*** (0.10)		
ln(relp_ppi)			1.52*** (0.08)	1.52*** (0.09)			1.26*** (0.10)	1.27*** (0.10)
Kukla değişken	-0.54*** (0.10)	-0.54*** (0.10)	-0.48*** (0.08)	-0.43*** (0.08)	-0.92** (0.42)	-1.06** (0.43)	0.49 (0.31)	0.56* (0.31)
H ₀ : Eğim=1	49.50***	48.86***	42.59***	36.79***	7.02***	8.07***	6.50**	6.93**
Olasılık	(0.0000)	(0.0000)	(0.0000)	(0.0000)	(0.0097)	(0.0057)	(0.0129)	(0.0104)
R ²	0.93	0.92	0.93	0.91	0.83	0.81	0.81	0.79

Notlar: Bu tablodaki OLS, DOLS, FMOLS, “p” ve “q” kısaltmalarının karşılıkları, Tablo 4’te belirtildiği gibidir. Birinci gruptaki eşbütünleşme testleri için GH (1996, s. 109, Tablo 1) çalışmasındaki, ikinci gruptakiler için ise CSS (2006b, s. 629, Tablo 1) çalışmasındaki ilgili kritik değerler dikkate alınmıştır. İlgili testlerdeki “p” değerleri, maksimum 4 gecikme üzerinden, Akaike bilgi kriterine göre belirlenmiş; “q” değerleri ise sabit (4) olarak alınmıştır. Tabloda ifade edilen her bir kırılma zamanı, sadece (%90 veya daha yüksek bir güven katsayısıyla) eşbütünleşmenin varlığına işaret eden ilgili testin ürettiği kırılma zamanıdır. Birinci grup testlere istinaden tahmin edilen modellerdeki kukla değişkenler, ilgili kırılma zamanı ve öncesi için 0, kırılmayı takip eden zaman noktasından itibaren 1 değerini alır. İkinci grup testlerin tahmin modellerindeki kukla değişkenler ise, ilgili kırılma zamanını takip eden zaman noktasında 1, onun öncesi ve sonrasında dönemlerde 0 değerini alır. Katsayı tahminlerinin altındaki parantez-içi ifadeler, standart hata tahminleridir. Modellerin ilgili eğim parametreleri için oluşturulan boş-hipotezler F-testi ile test edilmiş olup, bu testlerin altlarında olasılık değerleri de raporlanmıştır. ***, ** ve * sembolleri sırasıyla %1, %5 ve %10 seviyelerinde istatistiksel anlamlılığı temsil etmektedir. GH (1996) testleri için Stata 14 yazılımında Pérez’in (2011) “ghansen” ekstra modülü, CSS (2006b) testleri için Gauss 22 yazılımında Nazlioglu’nun (2021) “tspdlib” ekstra modülü, uzun-dönem modellerinin tahminleri için Eviews 12 yazılımı kullanılmıştır. Bu tablo, Yazar tarafından hazırlanmıştır.

Tablo 4'ün A panelinde sunulan ADF-temelli EG (1987) ve PO (1990) eşbütünleşme testlerine göre, bir istisna haricinde, nominal döviz kuru ile nispi fiyatlar arasında uzun-dönemli bir denge ilişkisinin olmadığı söylenebilir. Bu ise, mutlak PPP hipotezinin geçerliliği için “gerekli koşul”un sağlanmadığı, yani bu hipotezin zayıf formda dahi destek bulmadığı manasına gelir. EG (1987) ve PO (1990) eşbütünleşme tekniklerinin temel özelliklerinden birisi, eşbütünleşme testlerini gerçekleştirmek üzere oluşturulan modellerin, OLS (sıradan en küçük kareler) tekniği ile tahmin edilmesidir. Oysa, Shin'in (1994) KPSS-temelli eşbütünleşme yaklaşımında, regresörlerin kesin dışsal olup olmamasına göre, eşbütünleşme vektörünün tahmininde, OLS veya DOLS (dinamik OLS) prosedürlerinden en uygun olanı kullanılabilir. Tablo 4'teki Shin (1994) testleri göstermektedir ki, nispi fiyat değişkeninin CPI cinsinden tanımlandığı ve eşbütünleşme vektörünün tahmininde OLS tekniğinin kullanıldığı 2 durum haricindeki diğer tüm durumlarda, %10 anlamlılık düzeyinde, nominal kur ve nispi fiyat değişkenleri arasında bir uzun-dönem ilişkisi bulunmaktadır. Anlamlılık düzeyi %5 olarak alındığında ise, OLS- ve DOLS-bazlı tüm Shin (1994) eşbütünleşme testlerine göre, bu değişkenler arasında bir eşbütünleşme ilişkisi olduğu söylenebilir. Modeldeki regresörlerin kesin dışsal olmaması halinde, Stock ve Watson'ın (1993) DOLS tahmincilerine dayalı eşbütünleşme testinin, OLS tahmincilerine dayalı teste göre genellikle daha güçlü olduğu bilinmektedir (örneğin bkz. Shin, 1994; Carrion-i-Silvestre & Sansó, 2006b). Eşitlik (6)'da bulunan regresörün “kesin dışsal” olmadığı, ilgili literatürden görülebilir. Bütün bu faktörler dikkate alınır, DOLS-bazlı eşbütünleşme testlerine bağlı olarak, nominal TL/USD kuru ve Türkiye ile ABD'nin nispi fiyat endeksi değişkenleri arasında dirençli bir uzun-dönem ilişkisi bulunduğunu savunmak mümkündür.

Yukarıdaki 3 eşbütünleşme testinden farklı olarak değişkenler arasındaki ilişkilerde muhtemel bir yapısal kırılmayı dikkate alan ADF-temelli GH (1996) ve KPSS-temelli CSS (2006b) test bulguları, Tablo 5'in A panelinde raporlanmıştır. Buradaki GH (1996) test bulguları, eşbütünleşmenin varlığına dair göreceli olarak zayıf deliller sunmaktadır. Nitekim, alternatifler arasından nispi fiyatların ölçümünde CPI göstergesini kullanan 2 model sadece ADF testine göre bir uzun-dönemli ilişkinin varlığını gösterirken, PPI göstergesini kullanan diğer 2 model sadece Zt testine göre aynı sonucu vermektedir. Öte yandan, DOLS-bazlı (OLS-bazlı) CSS (2006b) testlerine göre, %10 (%5) anlamlılık düzeyinde, söz konusu 2 değişken arasında bir eşbütünleşme ilişkisinin mevcut olduğu, yine Tablo 5'ten anlaşılabilir. Bu sonuç, kullanılan fiyat göstergesi ve nominal kurun ölçüm türüne karşı dirençli bir sonuçtur. Tıpkı yukarıdaki eşbütünleşme testlerinde olduğu gibi, ADF-temelli GH (1996) tekniği eşbütünleşme testleri için OLS tahmincisinden yararlanmakta, KPSS-temelli CSS (2006b) tekniği ise OLS ve DOLS tahmincileri arasında seçim yapma olanağı sunmaktadır. Yapısal kırılmalı eşbütünleşme testlerinde regresör olarak kullanılan nispi fiyat değişkeninin, kuvvetle muhtemel “içsel” bir değişken olduğu ifade edilebilir. Dolayısıyla, CSS'in (2006b) DOLS tekniği bulgularına bağlı olarak, Türkiye ekonomisi için mutlak PPP hipotezinin kısıtsız formda geçerli olduğu güçlü bir biçimde iddia edilebilir.

Gerek Tablo 4'teki gerekse Tablo 5'teki testlerin bir kısmı, kullanılan değişkenler arasında bir eşbütünleşme ilişkisinin varlığına dair kayda-değer kanıtlar üretmiştir. Bu ise, eşbütünleşmenin varlığını destekleyen her bir spesifik test için bir uzun-dönem modelinin tahminini makul hale getirmektedir. Bu tahminler yoluyla, katsayıların istatistiksel anlamlılığı ve PPP ilişkisinde “oransallık” koşulunun sağlanıp sağlanmadığı test edilebilir. Bu çalışmada, Eşitlik (6) ile ifade edilen uzun-dönem modelini ve onun sabit terim kuklası eklenmiş versiyonunu tahmin etmek için, Stock ve Watson'ın (1993) DOLS tahmincileri ile Phillips ve Hansen'ın (1990) FMOLS (tam-değiştirilmiş

OLS) tahmincilerinden yararlanılmıştır. Bu tahminciler, genel bir deyişle, eşbütünleşmenin varlığı halinde “süper-tutarlılık” ve “etkinlik” özelliklerinin her ikisine birden sahip olup, modelde içsel regresörlerin mevcudiyetine de izin vermektedir.

Tablo 3’te tanıtılan düzey-değişkenleri kullanılarak elde edilen DOLS ve FMOLS tahminleri, yapısal-kırılmasız ve yapısal-kırılmalı modeller için, sırasıyla, Tablo 4’ün ve Tablo 5’in B panellerinde sunulmaktadır. Bu tablolardaki alternatif uzun-dönem modellerinin her birinde, sabit ve eğim parametrelerinin DOLS ve FMOLS tahminleri, %1 anlamlılık düzeyinde 0’dan farklı bulunmuştur. Ayrıca, Tablo 5’ten görülebileceği gibi, dikkate alınan eşbütünleşme testlerinden elde edilen spesifik kırılma zamanlarına göre oluşturulan kukla değişkenlerin parametre tahminleri de, özellikle FMOLS tekniğinin kullanıldığı modellerin çoğunda istatistiksel bakımdan anlamlı bulunmuştur. Diğer yandan, oransallık koşulunu sınamak üzere uygulanan F-testi bulguları, istisnasız olarak (kırılmalı ve kırılmasız) tüm alternatif modellerde, bu koşulun sağlanmadığına işaret etmektedir. Tablo 4’te (Tablo 5’te) raporlanan bulgular toplu olarak göstermektedir ki, Türkiye ekonomisinde, standart (sınırlı) mutlak PPP hipotezi, zayıf formda dahi olsa, geçerlidir. Bununla birlikte, modelde rejim değişimini dikkate almayan KPSS-temelli ve ADF-temelli test bulguları birbirleriyle büyük ölçüde çeliştiğinden dolayı, Tablo 4’teki uzun-dönem tahminlerine biraz temkinli yaklaşılması gerektiği düşünülmektedir. Sonuç itibariyle, Türkiye’de, zayıf formdaki mutlak PPP hipotezinin, modern (kırılmalı) veya KPSS-temelli testlerle mühim bir destek bulduğu ifade edilebilir.

6. Sonuç

Satınalma gücü paritesi (PPP) yaklaşımının mutlak versiyonu, döviz kurlarının açıklanmasında, hem doğrudan hem de dolaylı olarak kritik bir yere sahiptir. Bu sebepten ve benzeri sebeplerden dolayı, PPP yaklaşımının geçerliliği, bilhassa 1980’lerden bu yana, çeşitli ekonometrik araçlar kullanılarak, birçok yazar tarafından test edilegelmiştir. Bu testlerde genellikle zaman-serisi metodolojileri kullanılmış; reel döviz kuru için durağanlık veya nominal döviz kuru ve nispi fiyatlar için eşbütünleşme analizlerine odaklanılmıştır. Konuyla ilgili ekonometrik literatür bir bütün olarak değerlendirildiğinde, mutlak PPP hipotezinin geçerliliğine dair ikna edici sonuçlara ulaşıldığından söz etmek güçtür. Nitekim, analizlerde ele alınan ekonominin, zaman-döneminin, ilgili dönemde hüküm süren döviz kuru rejiminin, kullanılan ortalama fiyat göstergesinin ve ekonometrik teknik veya yaklaşımın, hipotezin geçerliliği hakkında varılacak sonuca kolayca etki edebildiği, literatürden anlaşılabilir. Bu çalışmada, söz konusu hipotezin geçerli olup olmadığı, Türkiye ekonomisi açısından ve Türkiye’nin serbest piyasa merkezli dalgalı döviz kuru rejimini uygulamaya başladığı Şubat 2001 sonrası dönem için incelenmiştir. Ekonometrik analizler alternatif TL/USD kuru değişkenleri kullanılarak ve çeyreklik verilerle tatbik edilmiş, ilgili değişkenler için son zaman noktalarının belirlenmesinde “veri-bulunabilirliği (data-availability)” kriteri dikkate alınmıştır. Söz konusu analizler, literatürü takiben, bazı geleneksel ve modern birim-kök, durağanlık ve eşbütünleşme test teknikleri aracılığıyla gerçekleştirilmiştir. Not edilmelidir ki, PPP hipotezinin test edilmesinde kullanılan geleneksel teknikler ilgili değişken veya modeldeki muhtemel yapısal kırılmaları dikkate alamamakta, oysa modern teknikler buna dair bir olanak sunmaktadır. Bu çalışmanın (kullanılan ortalama fiyat göstergesine göre değişen) analiz dönemlerinde oluşan içsel ve dışsal iktisadi şokların döviz kurlarında kırılmalara yol açmış olma olasılığı dikkate alınır, geleneksel tekniklere kıyasla, modern tekniklerin sonuçlarına daha fazla güven duyulabilir.

Bu çalışmada kullanılan ADF-temelli birim-kök ve KPSS-temelli durağanlık analizleri, şöyle bir sonuca ulaşılmasına yol açmıştır: Mutlak PPP hipotezi, geleneksel birim-kök ve durağanlık test teknikleri kullanıldığında kesin olarak reddedilmekte, nispeten daha yüksek performansa sahip modern teknikler kullanıldığında ise genellikle destek bulmaktadır. Öte yandan, bu analizler sonucunda, KPSS-temelli kırılmalı testlerin, ADF-temelli kırılmalı testlere göre, PPP hipotezi lehine daha fazla kanıt sunduğu da görülmüştür. Birim-kök ve durağanlık testleri, mutlak PPP hipotezinin sadece güçlü veya kısıtlı formda geçerli olup olmadığına dair bir bilgi sunmakta, hipotezin zayıf veya kısıtsız formdaki geçerliliği konusunda doğrudan bir fikir vermemektedir. Bundan dolayı, bu çalışmada, mutlak PPP hipotezinin kısıtsız formda geçerli olup olmadığını tespit edebilmek üzere, yine ADF- ve KPSS-temelli eşbütünleşme testlerine de başvurulmuştur. Bu testler, ilgili modelde yapısal kırılmanın hiç dikkate alınmadığı ve tek-kırılmanın dikkate alındığı iki alternatif durum için yapılmıştır. Birinci gruptaki test bulguları, mutlak PPP hipotezine tutarlı bir destek sunamamıştır. İkinci gruptaki testler ise, bu hipotez lehine nispeten dirençli kanıtlar üretmiştir. Eşbütünleşme ilişkisinin varlığına işaret eden bulgulara erişildiği durumlar için, DOLS ve FMOLS tahmincileri yardımıyla uzun-dönemli model tahminleri de yapılmıştır. Söz konusu tahminlerin akabinde gerçekleştirilen hipotez testleri, mutlak PPP yaklaşımının, zayıf formda da olsa geçerli olduğunu göstermiştir. Çalışmada PPP hipotezi lehine veya aleyhine ulaşılan bulguların, döviz kuru ölçüm biçimindeki değişimlere karşı kırılman olmadığı, fakat ortalama fiyat göstergesindeki değişimlerden kısmen de olsa etkilendiği görülmüştür.

Buradaki ekonometrik analizlerin sonuçlarına göre, denilebilir ki, hem güçlü hem de zayıf formdaki “sınırlı” mutlak PPP hipotezi, Türkiye ekonomisi için, incelenen spesifik dönemler bağlamında, önemli bir destek bulmuştur. Oysa, aynı veriler için, “standart” mutlak PPP hipotezi genellikle reddedilmiştir. Sonuç olarak, Türkiye’de, (a) PPP hipotezinin geçerliliğinin “duruma-bağlı” olduğunu, (b) yapısal kırılma veya kırılmaların mevcudiyeti dikkate alınarak yapılacak PPP-bazlı bir döviz kuru hesaplamasının, nominal (ve dolayısıyla reel) TL/USD kurunun denge değeri hakkında yaklaşık bir fikir verebileceğini iddia etmek olanaklıdır. Söz konusu hesaplamalar, örneğin bu çalışmadaki bazı kukla değişkenli DOLS ya da FMOLS model tahminleri kullanılarak veya (ilgili bütünleşme ve eşbütünleşme koşullarının sağlanması halinde) bunlara benzer modeller kurulup tahmin edilerek gerçekleştirilebilir. Böylece, eğer döviz piyasasında oluşan kur, PPP’nin işaret ettiği denge değerinden farklılaşmışsa, bu “yanlış ayarlanma (misalignment)” hakkında yaklaşık bir öngöründe bulunulabilir ve bunu düzeltici para ve döviz politikaları tatbik edilebilir.

Uygulamalı PPP literatürüne bu çalışma aracılığıyla birkaç yönden katkı yapılması hedeflenmiştir. Lakin, belirtmek gerekir ki, mevcut çalışmanın uygulama kısmı; kullanılan zaman-dönemi, ekonometrik yaklaşım, değişkenler ve model spesifikasyonu gibi açılardan bazı sınırlılık veya sınırlamalara tabidir. Bundan dolayı, burada raporlanan, özetlenen ve yorumlanan sonuçlara ihtiyatla yaklaşılması gerektiği düşünülmektedir. PPP teorik yaklaşımı, esasında, bir “uzun-dönem” ve “dalgalı döviz kuru rejimi” olgusu olarak görülür. Bu sebepten, nispeten yüksek performansa sahip bazı modern teknikler kullanılarak, dalgalı kur rejiminde gözlem sayısı zaman içerisinde arttıkça yapılabilecek yeni analizler sayesinde, konu hakkında daha güvenilir sonuçlara ulaşmanın mümkün olacağı ifade edilebilir.

Hakem Değerlendirmesi: Dış bağımsız.

Çıkar Çatışması: Yazar çıkar çatışması beyan etmemiştir.

Finansal Destek: Yazar finansal destek beyan etmemiştir.

Peer Review: Externally peer-reviewed.

Conflict of Interest: Author declared no conflict of interest.

Financial Disclosure: Author declared no financial support.

ORCID:

Fatih Çiftci 0000-0001-8782-5408

KAYNAKLAR / REFERENCES

- Abuaf, N., & Jorion, P. (1990). Purchasing power parity in the long run. *The Journal of Finance*, 45(1), 157-174. doi:10.1111/j.1540-6261.1990.tb05085.x
- Akinboade, O. A., & Makina, D. (2006). Mean reversion and structural breaks in real exchange rates: South African evidence. *Applied Financial Economics*, 16(4), 347-358. doi:10.1080/09603100500401260
- Apergis, N. (2003). Testing purchasing power parity: Results from a new foreign exchange market. *Applied Economics Letters*, 10(2), 91-95. doi:10.1080/1350485022000029306
- Aydın, M. (2019). Satın alma gücü paritesi hipotezi geçerliliğinin Fourier birim kök testleri ile incelenmesi: Türkiye örneği. *Ekoist: Journal of Econometrics and Statistics*, 30, 35-48. <https://dergipark.org.tr/tr/pub/ekoist/issue/48369>
- Bahmani-Oskooee, M. (1992). A time-series approach to test the productivity bias hypothesis in purchasing power parity. *Kyklos*, 45(2), 227-236. doi:10.1111/j.1467-6435.1992.tb02115.x
- Bahmani-Oskooee, M. (1993). Purchasing power parity based on effective exchange rate and cointegration: 25 LDCs' experience with its absolute formulation. *World Development*, 21(6), 1023-1031. doi:10.1016/0305-750X(93)90058-H
- Bahmani-Oskooee, M. (1998). Do exchange rates follow a random walk process in Middle Eastern countries? *Economics Letters*, 58, 339-344. doi:10.1016/S0165-1765(98)00013-5
- Bahmani-Oskooee, M., & Hegerty, S. W. (2009). Purchasing power parity in less-developed and transition economies: A review paper. *Journal of Economic Surveys*, 23(4), 617-658. doi:10.1111/j.1467-6419.2009.00574.x
- Baum, C. F. (2004a). CLEMAO_IO: Stata module to perform unit root tests with one or two structural breaks (Version 23 April 2018) [Computer software component]. <https://ideas.repec.org/c/boc/bocode/s444302.html>
- Baum, C. F. (2004b). ZANDREWS: Stata module to calculate Zivot-Andrews unit root test in presence of structural break. (Version 31 July 2015) [Computer software component]. <https://ideas.repec.org/c/boc/bocode/s437301.html>
- Baxter, M., & Stockman, A. C. (1989). Business cycles and the exchange-rate regime: Some international evidence. *Journal of Monetary Economics*, 23(3), 377-400. doi:10.1016/0304-3932(89)90039-1
- Becker, R., Enders, W., & Lee, J. (2006). A stationarity test in the presence of an unknown number of smooth breaks. *Journal of Time Series Analysis*, 27(3), 381-409. doi:10.1111/j.1467-9892.2006.00478.x
- Bekaert, G., & Hodrick, R. (2012). *International financial management* (Second Edition). Boston, MA: Pearson Education.
- Bozoklu, Ş., & Yılcı, V. (2010). Reel döviz kurlarının durağanlığı: E7 ülkeleri için ampirik bir inceleme. *Maliye Dergisi*, 158, 587-606. <https://hmb.gov.tr/maliye-dergisi-sayi-158-ocak-haziran-2010>
- Busetti, F., & Taylor, A. M. R. (2003). Testing against stochastic trend and seasonality in the presence of unattended breaks and unit roots. *Journal of Econometrics*, 117, 21-53. doi:10.1016/S0304-4076(03)00117-9

- Carrion-i-Silvestre, J. L., & Sansó, A. (2006a). A guide to the computation of stationarity tests. *Empirical Economics*, 31, 433-448. doi:10.1007/s00181-005-0023-8
- Carrion-i-Silvestre, J. L., & Sansó, A. (2006b). Testing the null of cointegration with structural breaks. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 68(5), 623-646. doi:10.1111/j.1468-0084.2006.00180.x
- Carrion-i-Silvestre, J. L., & Sansó, A. (2007). The KPSS test with two structural breaks. *Spanish Economic Review*, 9, 105-127. doi:10.1007/s10108-006-9017-8
- Cassel, G. (1918). Abnormal deviations in international exchanges. *The Economic Journal*, 28(112), 413-415. doi:10.2307/2223329
- CBRT. (2002). *The impact of globalization on the Turkish economy*. Ankara: The Central Bank of the Republic of Turkey.
- Chang, H.-L., Liu, D.-C., & Su, C.-W. (2012). Purchasing power parity with flexible Fourier stationary test for Central and Eastern European countries. *Applied Economics*, 44(32), 4249-4256. doi:10.1080/00036846.2011.587791
- Chang, T., & Tzeng, H.-W. (2011). Long-run purchasing power parity with asymmetric adjustment: Further evidence from nine transition countries. *Economic Modelling*, 28, 1383-1391. doi:10.1016/j.econmod.2011.02.012
- Cheung, Y.-W., & Lai, K. S. (1993). Long-run purchasing power parity during the recent float. *Journal of International Economics*, 34, 181-192. doi:10.1016/0022-1996(93)90073-7
- Cheung, Y.-W., & Lai, K. S. (1998). Parity reversion in real exchange rates during the post-Bretton Woods period. *Journal of International Money and Finance*, 17, 597-614. doi:10.1016/S0261-5606(98)00020-5
- Cheung, Y.-W., & Lai, K. S. (2001). Long memory and nonlinear mean reversion in Japanese yen-based real exchange rates. *Journal of International Money and Finance*, 20, 115-132. doi:10.1016/S0261-5606(00)00037-1
- Cheung, Y.-W., Lai, K. S., & Bergman, M. (2004). Dissecting the PPP puzzle: The unconventional roles of nominal exchange rate and price adjustments. *Journal of International Economics*, 64, 135-150. doi:10.1016/S0022-1996(03)00076-X
- Chortareas, G. E., Kapetanios, G., & Shin, Y. (2002). Nonlinear mean reversion in real exchange rates. *Economics Letters*, 77, 411-417. doi:10.1016/S0165-1765(02)00157-X
- Clemente, J., Montañés, A., & Reyes, M. (1998). Testing for a unit root in variables with a double change in the mean. *Economics Letters*, 59, 175-182. doi:10.1016/S0165-1765(98)00052-4
- COFER. (2022). *Currency composition of official foreign exchange reserves* [The International Monetary Fund]. <https://data.imf.org/?sk=E6A5F467-C14B-4AA8-9F6D-5A09EC4E62A4>
- Corbae, D., & Ouliaris, S. (1988). Cointegration and tests of purchasing power parity. *The Review of Economics and Statistics*, 70(3), 508-511. doi:10.2307/1926790
- Culver, S. E., & Papell, D. H. (1999). Long-run purchasing power parity with short-run data: Evidence with a null hypothesis of stationarity. *Journal of International Money and Finance*, 18, 751-768. doi:10.1016/S0261-5606(99)00028-5
- Çağlayan, E., & Şak, N. (2009). OECD ülkelerinde satınalma gücü paritesi: Panel eşbütünleme yaklaşımı. *Marmara Üniversitesi İ.İ.B.F. Dergisi*, 26(1), 483-500. <https://dergipark.org.tr/tr/pub/muiibd/issue/485>
- Çiftci, F. (2022). *Satınalma gücü paritesi hipotezinin geçerliliği: Türkiye örneği üzerine esnek döviz kuru rejimi dönemi için ekonometrik bir inceleme* [Özet]. V. Uluslararası Ekonomi, Siyaset ve Yönetim Sempozyumu Bildiri Özetleri Kitabı, 10-11 Ekim 2022, Diyarbakır. <http://tr.isepa.org/wp-content/uploads/2022/10/ISEPA-22-Bildiri-Ozetleri-Kitabi.pdf>
- Dickey, D. A., & Fuller, W. A. (1979). Distribution of the estimators for autoregressive time series with a unit root. *Journal of the American Statistical Association*, 74(366), 427-431. doi:10.2307/2286348
- Dickey, D. A., & Fuller, W. A. (1981). Likelihood ratio statistics for autoregressive time series with a unit root. *Econometrica*, 49(4), 1057-1072. doi:10.2307/1912517
- Eichengreen, B., Chişu, L., & Mehl, A. (2016). Stability or upheaval? The currency composition of international

- reserves in the long run. *IMF Economic Review*, 64(2), 354-380. doi:10.1057/imfer.2015.19
- Elliott, G., Rothenberg, T. J., & Stock, J. H. (1996). Efficient tests for an autoregressive unit root. *Econometrica*, 64(4), 813-836. doi:10.2307/2171846
- Enders, W., & Lee, J. (2012a). The flexible Fourier form and Dickey-Fuller type unit root tests. *Economics Letters*, 117, 196-199. doi:10.1016/j.econlet.2012.04.081
- Enders, W., & Lee, J. (2012b). A unit root test using a Fourier series to approximate smooth breaks. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 74(4), 574-599. doi:10.1111/j.1468-0084.2011.00662.x
- Engel, C., & Morley, J. C. (2001). *The adjustment of prices and the adjustment of the exchange rate*. NBER Working Paper Series, No. 8550. Cambridge, MA: National Bureau of Economic Research.
- Engle, R. F., & Granger, C. W. J. (1987). Co-integration and error correction: Representation, estimation, and testing. *Econometrica*, 55(2), 251-276. doi:10.2307/1913236
- Erlat, H. (2003). The nature of persistence in Turkish real exchange rates. *Emerging Markets Finance and Trade*, 39(2), 70-97. doi:10.1080/1540496X.2003.11052536
- Eun, C. S., & Resnick, B. G. (2015). *International financial management* (Seventh Edition). New York, NY: McGraw-Hill.
- Eviews (IHS Markit). (2020a). Eviews statistical software: Release 12. Seal Beach, CA: IHS Global Inc..
- Eviews (IHS Markit). (2020b). *EViews 12 User's Guide II*. Seal Beach, CA: IHS Global Inc..
- Froot, K. A., & Rogoff, K. (1995). Perspectives on PPP and long-run real exchange rates. In G. M. Grossman & K. Rogoff (Eds.), *Handbook of international economics* (Vol. 3, pp. 1647-1688). Amsterdam: Elsevier.
- Gauss (Aptech Systems). (2022). Gauss statistical software: Release 22. Higley, AZ: Aptech Systems Inc..
- Gregory, A. W., & Hansen, B. E. (1996). Residual-based tests for cointegration in models with regime shifts. *Journal of Econometrics*, 70, 99-126. doi:10.1016/0304-4076(96)01685-7
- Gujarati, D. N., & Porter, D. C. (2009). *Basic econometrics* (Fifth Edition). New York, NY: McGraw-Hill/Irwin.
- Haberler, G. (1977). The international monetary system after Jamaica and Manila. *Weltwirtschaftliches Archiv*, 113(1), 1-30. doi:10.1007/BF02696562
- Hegwood, N. D., & Papell, D. H. (1998). Quasi purchasing power parity. *International Journal of Finance and Economics*, 3, 279-289. <https://onlinelibrary.wiley.com/toc/10991158/1998/3/4>
- Holmes, M. J. (2001). New evidence on real exchange rate stationarity and purchasing power parity in less developed countries. *Journal of Macroeconomics*, 23(4), 601-614. doi:10.1016/S0164-0704(01)00180-X
- Hondroyannis, G. B., & Papapetrou, E. (1997). Purchasing power parity and cointegration: The case of Greek exchange rates. In P. Karadeloglou (Ed.), *Exchange rate policy in Europe* (pp. 60-80). Basingstoke: The Macmillan Press.
- IFS. (2022). *International Financial Statistics* [The International Monetary Fund]. <https://data.imf.org/?sk=4c514d48-b6ba-49ed-8ab9-52b0c1a0179b>
- IMF. (2022a). *Annual report on exchange arrangements and exchange restrictions* (2021). Washington, DC: International Monetary Fund.
- IMF. (2022b). *World Economic Outlook: Countering the cost-of-living crisis* (2022 Oct). Washington, DC: International Monetary Fund.
- Janjua, S. A., & Ahmad, E. (2006). Tests of purchasing power parity for South Asian countries. *Pakistan Economic and Social Review*, 44(2), 235-243. <https://www.jstor.org/stable/25825295>
- Johansen, S. (1988). Statistical analysis of cointegration vectors. *Journal of Economic Dynamics and Control*, 12, 231-254. doi:10.1016/0165-1889(88)90041-3
- Johansen, S. (1991). Estimation and hypothesis testing of cointegration vectors in Gaussian vector autoregressive models. *Econometrica*, 59(6), 1551-1580. doi:10.2307/2938278
- Johansen, S. (1995). *Likelihood-based inference in cointegrated vector autoregressive models*. New York, NY: Oxford

University Press.

- Kapetanios, G. (2005). Unit-root testing against the alternative hypothesis of up to M structural breaks. *Journal of Time Series Analysis*, 26(1), 123-133. doi:10.1111/j.1467-9892.2005.00393.x
- Kapetanios, G., Shin, Y., & Snell, A. (2003). Testing for a unit root in the nonlinear STAR framework. *Journal of Econometrics*, 112, 359-379. doi:10.1016/S0304-4076(02)00202-6
- Kasman, S., & Ayhan, D. (2006). Macroeconomic volatility under alternative exchange rate regimes in Turkey. *Central Bank Review*, 6(2), 37-58. <https://econpapers.repec.org/RePEc:tcb:cebare:v:6:y:2006:i:2:p:37-58>
- Katseli-Papaefstratiou, L. T. (1979). *The reemergence of the purchasing power parity doctrine in the 1970s*. Special Papers in International Economics, No. 13. Princeton, NJ: Princeton University, Department of Economics.
- Kohli, R. (2002). Real exchange rate stationarity in managed floats: Evidence from India. *Economic and Political Weekly*, 37(5), 475-477+479-482. <https://www.jstor.org/stable/4411695>
- Köktürk, O., & Ural, M. (2019). Fourier birim kök testi ile satın alma gücü paritesinin Türkiye için geçerliliğinin analizi. *Business & Management Studies: An International Journal*, 7(2), 877-890. <https://www.bmij.org/index.php/1/issue/view/69>
- Krichene, N. (1998). *Purchasing power parities in five East African countries: Burundi, Kenya, Rwanda, Tanzania, and Uganda*. IMF Working Papers, No. WP/98/148. Washington, DC: International Monetary Fund.
- Krugman, P. R., Obstfeld, M., & Melitz, M. J. (2012). *International economics: Theory & policy* (Ninth Edition). Boston, MA: Addison-Wesley.
- Kurozumi, E. (2002). Testing for stationarity with a break. *Journal of Econometrics*, 108, 63-99. doi:10.1016/S0304-4076(01)00106-3
- Kwiatkowski, D., Phillips, P. C. B., Schmidt, P., & Shin, Y. (1992). Testing the null hypothesis of stationarity against the alternative of a unit root: How sure are we that economic time series have a unit root? *Journal of Econometrics*, 54, 159-178. doi:10.1016/0304-4076(92)90104-Y
- Lee, J., Huang, C. J., & Shin, Y. (1997). On stationary tests in the presence of structural breaks. *Economics Letters*, 55, 165-172. doi:10.1016/S0165-1765(97)00073-6
- Lothian, J. R., & Taylor, M. P. (1996). Real exchange rate behavior: The recent float from the perspective of the past two centuries. *Journal of Political Economy*, 104(3), 488-509. doi:10.1086/262031
- Lumsdaine, R. L., & Papell, D. H. (1997). Multiple trend breaks and the unit-root hypothesis. *The Review of Economics and Statistics*, 79(2), 212-218. doi:10.1162/003465397556791
- MacKinnon, J. G. (1996). Numerical distribution functions for unit root and cointegration tests. *Journal of Applied Econometrics*, 11, 601-618. <https://www.jstor.org/stable/2285154>
- Madura, J. (2018). *International financial management* (Thirteenth Edition). Boston, MA: Cengage Learning.
- McNown, R., & Wallace, M. S. (1989). National price levels, purchasing power parity, and cointegration: A test of four high inflation economies. *Journal of International Money and Finance*, 8, 533-545. doi:10.1016/0261-5606(89)90035-1
- Mussa, M. (1986). Nominal exchange rate regimes and the behavior of real exchange rates: Evidence and implications. *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, 25, 117-214. doi:10.1016/0167-2231(86)90039-4
- Narayan, P. K., & 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. doi:10.1080/02664760903039883
- Nazlioglu, S. (2021). TSPDLIB: GAUSS time series and panel data methods (Version 2.1) [Computer software component]. <https://github.com/aptech/tspdlib>
- Ng, S., & Perron, P. (1995). Unit root tests in ARMA models with data-dependent methods for the selection of the truncation lag. *Journal of the American Statistical Association*, 90(429), 268-281. doi:10.2307/2291151
- Ng, S., & Perron, P. (2001). Lag length selection and the construction of unit root tests with good size and power. *Econometrica*, 69(6), 1519-1554. doi:10.1111/1468-0262.00256

- Ocampo, J. A. (2016). *A brief history of the international monetary system since Bretton Woods*. UNUWIDER Research Papers, No. 2016/97. Helsinki: WIDER, United Nations University.
- Oh, K.-Y. (1996). Purchasing power parity and unit root tests using panel data. *Journal of International Money and Finance*, 15(3), 405-418. doi:10.1016/0261-5606(96)00012-5
- Ohara, H. I. (1999). A unit root test with multiple trend breaks: A theory and an application to US and Japanese macroeconomic time-series. *The Japanese Economic Review*, 50(3), 266-290. doi:10.1111/1468-5876.00119
- Omay, T. (2015). Fractional frequency flexible Fourier form to approximate smooth breaks in unit root testing. *Economics Letters*, 134, 123-126. doi:10.1016/j.econlet.2015.07.010
- Özatay, F., & Sak, G. (2003). Banking sector fragility and Turkey's 2000-01 financial crisis. In S. M. Collins & D. Rodrik (Eds.), *Brookings Trade Forum 2002* (pp. 121-172). Washington, DC: Brookings Institution Press.
- Papell, D. H., & Prodan, R. (2006). Additional evidence of long-run purchasing power parity with restricted structural change. *Journal of Money, Credit, and Banking*, 38(5), 1329-1349. doi:10.1353/mcb.2006.0073
- Pérez, J. E. P. (2011). GHANSEN: Stata module to perform Gregory-Hansen test for cointegration with regime shifts (Version 30 September 2013) [Computer software component]. <https://ideas.repec.org/c/boc/bocode/s457327.html>
- Perron, P. (1989). The great crash, the oil price shock, and the unit root hypothesis. *Econometrica*, 57(6), 1361-1401. doi:10.2307/1913712
- Perron, P. (1997). Further evidence on breaking trend functions in macroeconomic variables. *Journal of Econometrics*, 80, 355-385. doi:10.1016/S0304-4076(97)00049-3
- Perron, P., & Vogelsang, T. J. (1992). Nonstationarity and level shifts with an application to purchasing power parity. *Journal of Business & Economic Statistics*, 10(3), 301-320. doi:10.2307/1391544
- Phillips, P. C. B., & Hansen, B. E. (1990). Statistical inference in instrumental variables regression with I(1) processes. *The Review of Economic Studies*, 57(1), 99-125. doi:10.2307/2297545
- Phillips, P. C. B., & Ouliaris, S. (1990). Asymptotic properties of residual based tests for cointegration. *Econometrica*, 58(1), 165-193. doi:10.2307/2938339
- Phillips, P. C. B., & Perron, P. (1988). Testing for a unit root in time series regression. *Biometrika*, 75(2), 335-346. doi:10.1093/biomet/75.2.335
- Rodrigues, P. M. M., & Taylor, A. M. R. (2012). The flexible Fourier form and local generalised least squares de-trended unit root tests. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 74(5), 736-759. doi:10.1111/j.1468-0084.2011.00665.x
- Rogoff, K. (1996). The purchasing power parity puzzle. *Journal of Economic Literature*, 34(2), 647-668. <https://www.jstor.org/stable/2729217>
- Said, S. E., & Dickey, D. A. (1984). Testing for unit roots in autoregressive-moving average models of unknown order. *Biometrika*, 71(3), 599-607. doi:10.1093/biomet/71.3.599
- Salvatore, D. (2013). *International economics* (Eleventh Edition). Hoboken, NJ: John Wiley & Sons.
- Sarno, L., & Taylor, M. P. (2003). *The economics of exchange rates*. Cambridge & New York, NY: Cambridge University Press.
- Seyidoğlu, H. (2015). *Uluslararası iktisat: Teori, politika ve uygulama* (20. Baskı). İstanbul: Güzem Can Yayınları.
- Shapiro, A. C. (1983). What does purchasing power parity mean? *Journal of International Money and Finance*, 2, 295-318. doi:10.1016/S0261-5606(83)80005-9
- She, F., Zakaria, M., Khan, M., & Wen, J. (2021). Purchasing power parity in Pakistan: Evidence from Fourier unit root tests. *Emerging Markets Finance and Trade*, 57(13), 3835-3854. doi:10.1080/1540496X.2019.1709820
- Shin, Y. (1994). A residual-based test of the null of cointegration against the alternative of no cointegration. *Econometric Theory*, 10(1), 91-115. doi:10.1017/S0266466600008240
- Stata (StataCorp). (2015). Stata statistical software: Release 14. College Station, TX: StataCorp LLC.
- Stock, J. H., & Watson, M. W. (1993). A simple estimator of cointegrating vectors in higher order integrated systems.

- Econometrica*, 61(4), 783-820. doi:10.2307/2951763
- Su, C.-W., Chang, H.-L., & Zhu, M.-N. (2012). Flexible Fourier stationary test in purchasing power parity for African countries. *Applied Economics*, 44(25), 3255-3262. doi:10.1080/00036846.2011.570729
- Su, C.-W., Tsangyao, C., & Chang, H.-L. (2011). Purchasing power parity for fifteen Latin American countries: Stationary test with a Fourier function. *International Review of Economics and Finance*, 20, 839-845. doi:10.1016/j.iref.2011.03.004
- Şener, S., Yılcı, V., & Canpolat, E. (2015). Satın alma gücü paritesi ve varyasyonlarının Türkiye için sınanması. *Uluslararası Yönetim İktisat ve İşletme Dergisi*, 11(25), 53-63. doi:10.17130/ijmeb.2015.11.25.526
- Taylor, A. M. (2001). Potential pitfalls for the purchasing-power-parity puzzle? Sampling and specification biases in mean-reversion tests of the law of one price. *Econometrica*, 69(2), 473-498. doi:10.1111/1468-0262.00199
- Taylor, A. M. (2002). A century of purchasing-power parity. *The Review of Economics and Statistics*, 84(1), 139-150. doi:10.1162/003465302317331973
- Taylor, A. M., & Taylor, M. P. (2004). The purchasing power parity debate. *The Journal of Economic Perspectives*, 18(4), 135-158. doi:10.1257/0895330042632744
- Taylor, M. P. (1988). An empirical examination of long-run purchasing power parity using cointegration techniques. *Applied Economics*, 20(10), 1369-1381. doi:10.1080/00036848800000107
- Taylor, M. P. (1995). The economics of exchange rates. *Journal of Economic Literature*, 33(1), 13-47. <https://www.jstor.org/stable/2728909>
- Taylor, M. P. (2006). Real exchange rates and purchasing power parity: Mean-reversion in economic thought. *Applied Financial Economics*, 16(1-2), 1-17. doi:10.1080/09603100500390067
- Taylor, M. P., & McMahon, P. C. (1988). Long-run purchasing power parity in the 1920s. *European Economic Review*, 32(1), 179-197. doi:10.1016/0014-2921(88)90041-4
- TCMB. (1999). 2000 Yılı Enflasyonu Düşürme Programı: Kur ve para politikası uygulaması. https://www.tcmb.gov.tr/wps/wcm/connect/555855c8-90e0-4740-9188-e5b03bdc96a8/baskan_ParaPol00.pdf?MOD=AJPERES
- Telatar, E., & Kazdaglı, H. (1998). Re-examine the long-run purchasing power parity hypothesis for a high inflation country: The case of Turkey 1980-93. *Applied Economics Letters*, 5(1), 51-53. doi:10.1080/758540127
- Thacker, N. (1995). Does PPP hold in the transition economies? The case of Poland and Hungary. *Applied Economics*, 27(6), 477-481. doi:10.1080/00036849500000134
- Vogelsang, T. J., & Perron, P. (1998). Additional tests for a unit root allowing for a break in the trend function at an unknown time. *International Economic Review*, 39(4), 1073-1100. doi:10.2307/2527353
- WDI. (2022). *World Development Indicators* [The World Bank]. <https://databank.worldbank.org/home.aspx>
- Wickremasinghe, G. B. (2005). Purchasing power parity of Papua New Guinea: Evidence from the floating exchange rate regime. *Applied Financial Economics Letters*, 1(6), 335-338. doi:10.1080/17446540500393740
- Yazgan, M. E. (2003). The purchasing power parity hypothesis for a high inflation country: A re-examination of the case of Turkey. *Applied Economics Letters*, 10(3), 143-147. doi:10.1080/1350485022000041078
- Yücesan, M. (2021). Fourier tipi birim kök testleri ile Türkiye ekonomisinde satın alma gücü paritesinin geçerliliğinin test edilmesi (1980: M1 - 2019: M9). *Yönetim Bilimleri Dergisi*, 19(39), 43-62. doi:10.35408/comuybd.682219
- Zhou, S. (1997). Purchasing power parity in high-inflation countries: A cointegration analysis of integrated variables with trend breaks. *Southern Economic Journal*, 64(2), 450-467. doi:10.2307/1060860
- Zivot, E., & Andrews, D. W. K. (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. doi:10.2307/1391541

Atıf biçimi / How to cite this article

Çiftci, F. (2024). Satınalma gücü paritesi yaklaşımı: Teori, literatür ve Türkiye örneđi için ADF-temelli ve KPSS-temelli testlerden kanıtlar. *İktisat Politikası Arařtırmaları Dergisi - Journal of Economic Policy Researches*, 11(2), 115-157. <https://doi.org/10.26650/JEPR1288813>

Ekler:**Tablo Ek-1: PPP Hipotezini Test Eden Bazı Zaman-Serisi Çalışmaları ve Temel Özellikleri**

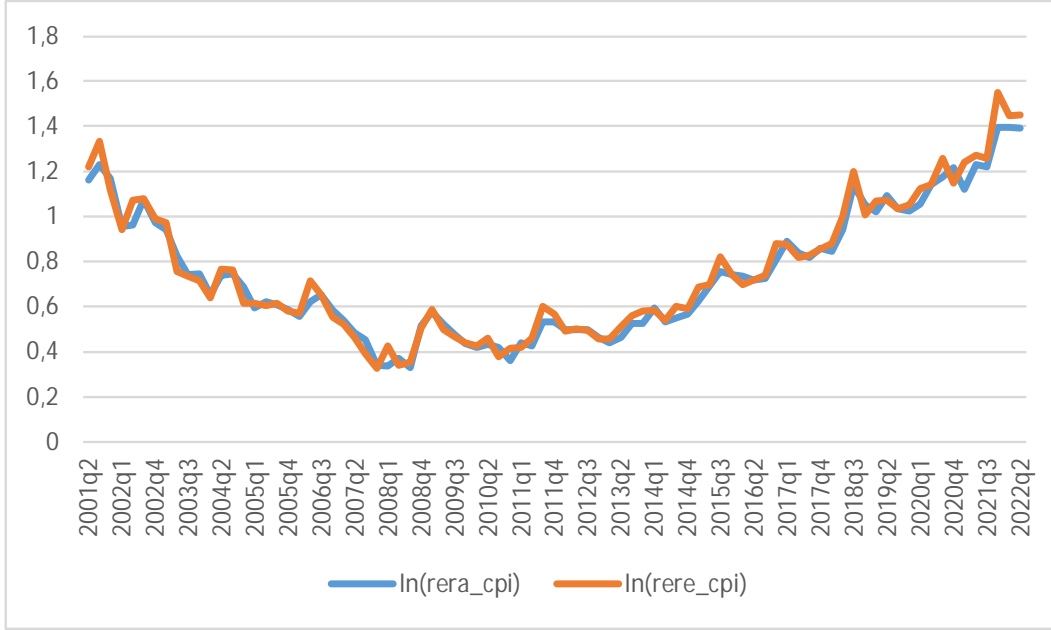
Çalışma	Ülke	Dönem / Frekans	PPP Test Yöntemi (Tekniği)	Döviz kuru	Fiyat göstergesi	Başlıca genel sonuçlar
Panel A: Yapısal kırılmayı dikkate almayan testlerin kullanıldığı çalışmalar						
McNown ve Wallace (1989)	3 GOÜ 1 GÜ	Çeşitli (1971-sonrası) Aylık	ET (EG, ECM) DT (ADF)	LCU/USD	CPI, WPI	PPP; Şili’de güçlü, Brezilya’da çok zayıf, Arjantin ve İsrail’de kısmi bir destek bulmuştur.
Bahmani-Oskooee (1993)	22 GOÜ 3 GÜ	1973-88 Çeyreklik	ET (EG)	NEER LCU/FCU	CPI	PPP; 25 ülkeden en az 17’sinde hiçbir destek bulamamış, diğerlerinde genellikle zayıf bir destek bulmuştur.
Thacker (1995)	Polonya Macaristan	Çoğu durumda 1981M1-93M2 Aylık	ET (EG) DT (PP)	LCU/FCU	CPI, WPI	PPP; gerek Polonya gerekse Macaristan’da hiçbir destek bulamamıştır.
Bahmani-Oskooee (1998)	11 GOÜ	1971Q1-94Q4 Çeyreklik	DT (KPSS, ADF)	REER	CPI	PPP; trendli KPSS testinde önemli bir destek bulmuş, diğer durumlarda çoğunlukla reddedilmiştir.
Telatar ve Kazdagli (1998)	Türkiye	1980M10-93M10 Aylık	ET (EG)	LCU/FCU	CPI	PPP’nin geçerliliğine dair hiçbir kanıt bulunamamıştır.
Apergis (2003)	Ermenistan	1993M1-96M12 Aylık	LRM (OLS) DT (DF-GLS)	LCU/USD	CPI	PPP hipotezi ne nispi ne de mutlak formda geçerlidir.
Yazgan (2003)	Türkiye	1982Q1-2001Q4 Çeyreklik	ET (G-Joh)	NEER	CPI	PPP’nin geçerliliğine dair güçlü bulgular elde edilmiştir.
Wickremasinghe (2005)	Papua Yeni Gine	1994Q1-2004Q3 Çeyreklik	DT (NP)	LCU/FCU	CPI	PPP’yi destekleyici herhangi bir kanıt ulaşılamamıştır.
Janjua ve Ahmad (2006)	4 GOÜ	Çoğu ülkede 1984M1-2002M12 Aylık	DT (ADF, PP) ET (EG)	LCU/USD	CPI, WPI	PPP; birim-kök testlerine göre hiçbir destek bulamamış, eşbütünleşme testlerine göre 3 ülkede destek bulmuştur.
Panel B: Yapısal kırılmayı dikkate alan testlerin kullanıldığı çalışmalar						
Erlat (2003)	Türkiye	1984M1-2000M9 Aylık	DT (ADF) KDT (ADF-türü)	LCU/USD LCU/DM	CPI, WPI (PPI)	S-PPP geçerli değildir. Q-PPP belirli şartlarda geçerlidir.
Akinboade ve Makina (2006)	Güney Afrika	Çoğu durumda 1978M1-2002M7 Aylık	DT (ADF, PP, KPSS) KDT (ADF-türü)	LCU/FCU	CPI	S-PPP geçerli değildir. Q-PPP sadece “toplamsal outlier” model için geçerlidir.
Bozoklu ve Yılcancı (2010)	7 GOÜ	Çoğu ülkede 1995M1-2009M12 Aylık	KDT & NDT (ADF-türü)	LCU/USD	N.A.	Q-PPP sadece 2 ülkede geçerli, diğerlerinde ise geçerli değildir.

Tablo Ek-1: Continued

Çalışma	Ülke	Dönem / Frekans	PPP Test Yöntemi (Tekniği)	Döviz kuru	Fiyat göstergesi	Başlıca genel sonuçlar
Şener vd. (2015)	Türkiye	1980M1-2012M12 Aylık	DT (NP) KDT (ADF-türü)	LCU/USD	CPI	S-PPP geçerli değildir. Q-PPP'nin geçerliliği kırılma sayısına ve biçimine bağlıdır.
Su vd. (2011)	15 GOÜ	1994M12-2010M2 Aylık	DT (ADF, PP, KPSS) NDT (KSS) FDT (KPSS-türü)	LCU/USD	CPI	S-PPP, 2 istisna haricinde, hiçbir teste göre geçerli değildir. Q-PPP, NDT ve FDT testlerine göre, toplamda 6 ülkede geçerlidir.
Su vd. (2012)	20 GOÜ	1981-2009 Aylık	DT (ADF, PP, KPSS) FDT (LM-türü)	LCU/USD	CPI	S-PPP sadece 2 ülkede geçerlidir. Q-PPP ise 19 ülkede geçerlidir.
Chang vd. (2012)	5 GOÜ 2 GÜ	1993-2008 Aylık	DT (ADF, PP, KPSS) FDT (LM-türü)	LCU/USD	CPI	S-PPP, 1 istisna haricinde, hiçbir teste göre geçerli değildir. Q-PPP ise tüm ülkelerde geçerlidir.
Köktürk ve Ural (2019)	Türkiye	2003M1-2018M12 Aylık	DT (ADF) FDT (KPSS-türü)	LCU/USD	N.A.	S-PPP geçerli değildir. Q-PPP %1 (%5) anlamlılık düzeyinde geçerlidir (geçerli değildir).
She vd. (2021)	Pakistan	1983Q1-2014Q4 Çeyreklik	DT (ADF, KPSS) FDT (ADF- ve KPSS-türü)	LCU/FCU	CPI & WPI	KPSS-temelli testler, ADF-temelli testlere göre, PPP lehine daha fazla kanıt üretmiştir. Yine de PPP lehine bulgular sınırlıdır.
Aydın (2019)	Türkiye	1992M1-2018M12 Aylık	NFDT (ADF-türü)	LCU/USD	CPI	Q-PPP, alternatif test tekniklerinin tümü tarafından desteklenmiştir.
Yücesan (2021)	Türkiye	1980M1-2019M9 Aylık	KDT (ADF-türü) FDT (ADF-, GLS- ve KPSS-türü)	LCU/USD REER	CPI	Q-PPP, kullanılan test tekniklerinin her birine göre reddedilmiştir.

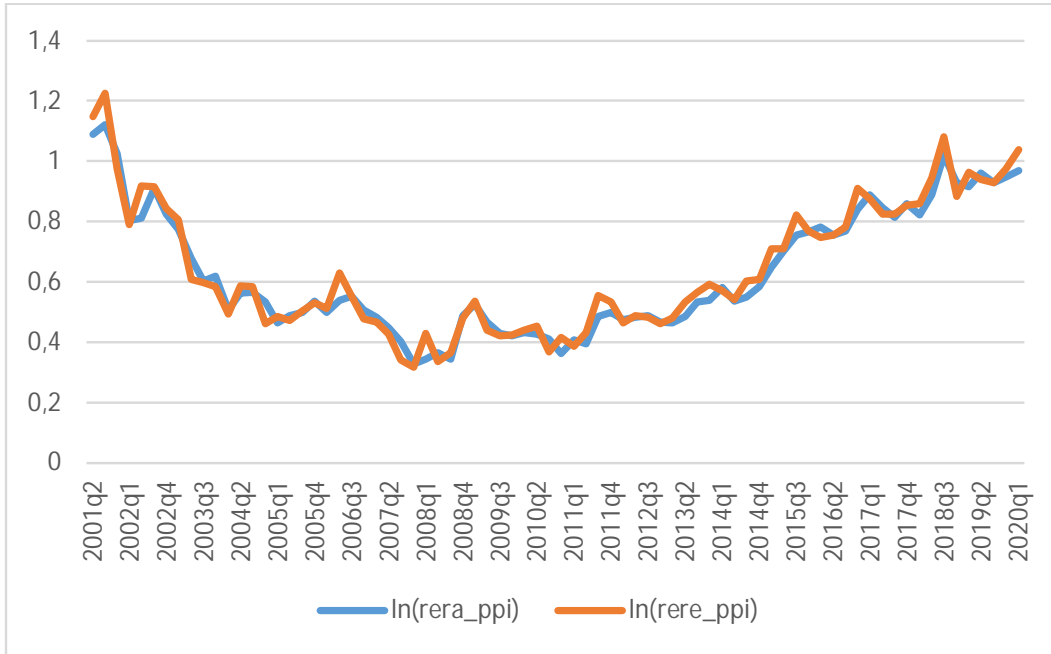
Notlar: Tabloda kullanılan kısaltmaların karşılıkları, alfabetik sıralamayla, şöyledir: ADF: Genişletilmiş Dickey ve Fuller (1979, 1981) testi. CPI: Tüketici fiyat endeksi (TÜFE). DF-GLS: Elliott, Rothenberg ve Stock (1996) testi. DM: Alman Markı. DT: Durağanlık (veya birim-kök) testi. ECM: Hata düzeltme modeli testi. EG: Engle ve Granger (1987) testi. ET: Eşbütünleşme testi. FCU: Yabancı para birimi (USD dâhil veya hariç). FDT: Fourier-fonksiyonlu DT. G-Joh: Genelleştirilmiş Johansen (1991, 1995) testi. GLS: Genelleştirilmiş en küçük kareler testi. GOÜ: Gelişmekte olan ülke. GÜ: Gelişmiş ülke. KDT: Kırılmalı DT. KPSS: Kwiatkowski vd. (1992) testi. KSS: Kapetanios vd. (2003) testi. LCU: Yerel para birimi. LM: Lagrange çoğaltma testi. LRM: Lineer regresyon modeli. NDT: Non-lineer DT. NEER: Nominal efektif döviz kuru. NFDT: Non-lineer FDT. NP: Ng ve Perron (2001) testi. OLS: Sıradan en küçük kareler tahmin tekniği. PP: Phillips ve Perron (1988) testi. PPI: Üretici fiyat endeksi (ÜFE). PPP: Satınalma gücü paritesi. Q-PPP: Sınırlı-PPP. REER: Reel efektif döviz kuru. S-PPP: Standart-PPP. USD: ABD Doları. WPI: Toptan eşya fiyat endeksi (TEFE).

Şekil Ek-1: CPI ile Hesaplanan Reel TL/USD Kurlarının Gelişimi (Doğal-Logaritma Bazında)



Notlar: İlgili değişkenlerin hesaplanma biçimi ve bu hesaplamalarda kullanılan verilerin kaynağı Tablo 1’de belirtildiği gibidir. Bu şekil, Yazar tarafından hazırlanmıştır.

Şekil Ek-2: PPI ile Hesaplanan Reel TL/USD Kurlarının Gelişimi (Doğal-Logaritma Bazında)



Notlar: İlgili değişkenlerin hesaplanma biçimi ve bu hesaplamalarda kullanılan verilerin kaynağı Tablo 1’de belirtildiği gibidir. Bu şekil, Yazar tarafından hazırlanmıştır.

Ekonomik Politika Belirsizliği ve Petrol Fiyatı Şoklarının Hisse Senedi Getirileri Üzerindeki Etkileri: Türkiye Üzerine Yapısal VAR Analizi

The Effects of Economic Policy Uncertainty and Oil Price Shocks on Stock Returns: A Structural VAR Analysis on Türkiye

Fatma ÜNLÜ¹ 

ÖZ

Son yıllarda ekonomik politika belirsizliğindeki ve petrol fiyatındaki dalgalanmaların yol açtığı küresel şokların finansal piyasalar üzerinde yarattığı etkiler literatürde sıklıkla tartışılan konulardan birisidir. Özellikle kırılgan ekonomiler açısından hem araştırmacıların hem de politika yapıcıların ilgi odağı haline gelmiştir. Bu çalışmada, küresel ekonomik politika belirsizliği ve petrol fiyatı şoklarının hisse senedi getirileri üzerindeki etkilerinin araştırılmasına katkı sağlamak amaçlanmıştır. Bu doğrultuda, Türkiye'nin 2014:01-2023:06 dönemine ait aylık verileri kullanılarak yapısal VAR analizine ilişkin ekonometrik prosedür takip edilmiştir. Değişken olarak ise küresel ekonomik politika belirsizliği endeksi, Brent ham petrolün küresel fiyatı, BIST-100 Getiri Endeksi, TÜFE bazlı reel efektif döviz kuru ve faiz oranı kullanılmıştır. Analizlerden elde edilen ampirik bulgulara göre, küresel ekonomik politika belirsizliği ve BIST getiri endeksi arasında negatif yönlü bir ilişki vardır. Petrol fiyatı değişkeni ile BIST getiri endeksi arasındaki ilişkinin yönü ise pozitifdir. Bununla birlikte, BIST hisse senedi getirilerindeki değişmelerin büyük kısmı reel döviz kuru şokları tarafından açıklanmaktadır. Faiz oranındaki değişmelerin etkisi de ekonomik politika belirsizliği ve petrol fiyatı şoklarından daha fazladır. Bu doğrultuda, Türkiye'de döviz kuru ve faiz oranındaki değişmelerin borsa getirileri üzerinde önemli derecede etkili olduğu söylenebilir.

Anahtar Kelimeler: Ekonomik politika belirsizliği, Petrol fiyatı şokları, Hisse senedi piyasası, SVAR analizi

Jel Sınıflaması: D80, D53, C22

¹Doç. Dr., Erciyes Üniversitesi, İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi, İktisat Bölümü, Kayseri, Türkiye

Sorumlu yazar /
Corresponding author: Fatma ÜNLÜ
E-posta / E-mail: funlu@erciyes.edu.tr

Başvuru / Submitted : 26.06.2023

Kabul / Accepted : 23.03.2024



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

ABSTRACT

In recent years, the effects of global shocks caused by fluctuations in economic policy uncertainty and oil price fluctuations on financial markets have been among the most frequently discussed topics in the literature and resultantly become the center of attention of researchers and policymakers, especially for fragile economies. This study aims to contribute to the investigation of the effects of global economic policy uncertainty and oil price shocks on stock returns. To this end, the article follows the econometric procedure of structural VAR analysis using Türkiye's monthly data for the period of 2014:01-2023:06. The study uses the Global Economic Policy Uncertainty Index, the global price of Brent crude oil, the Bursa Istanbul (BIST)-100 Return Index, the Consumer Price Index (CPI)-based real effective exchange rate, and interest rate as its variables. According to the empirical findings obtained from the analysis, a negative relationship exists between global economic policy uncertainty and the BIST-100 Return Index, while a positive relationship exists between the global price of Brent crude oil and the BIST-100 Return Index. However, real exchange rate shocks explain most of the changes in the BIST-100 Return Index. The impact of interest rate changes is also more significant than economic policy uncertainty and oil price shocks. Accordingly, exchange and interest rate changes significantly impact Türkiye's stock market returns.

Keywords: Economic policy uncertainty, Oil prices shocks, Stock market, SVAR analysis

Jel Classification: D80, D53, C22

EXTENDED ABSTRACT

The effects of uncertainty on macroeconomic variables have been frequently discussed in recent years due to the global uncertainty caused by the 2008 Global Economic Crisis and the COVID-19 pandemic. Global economic policy uncertainty and oil price shocks are interrelated and affect stock returns. When uncertainty is high, oil prices increase, and increases in oil prices negatively affect stock markets and reduce stock returns through such channels as production costs, inflation, investment, consumption, and interest rates. Economic policy uncertainty is the main transmitter in the transmission mechanism of oil price shocks, so it acts as the main transmitter in the relationship between oil price shocks and stock markets. Global economic policy uncertainty and oil price shocks significantly affect both fundamental macroeconomic variables and stock returns. These effects become even more critical for fragile emerging economies and energy-importer countries such as Türkiye. Although many studies have examined the impact of oil price shocks on stock markets, the number of studies that including economic policy uncertainty in this relationship has increased in recent years. The main motivation for the current study is the limited number of studies in the existing literature analyzing the linkages among global economic policy uncertainty, oil price shocks, and stock returns. The second motivation is that no study has investigated the relationships among these variables for Türkiye using structural VAR analysis. Based on these motivations, this study aims to contribute to the investigation of the effects of global economic policy uncertainty and oil price shocks on stock returns in Türkiye.

The study analyzes the effects of oil price shocks on stock returns under global economic policy uncertainty for Türkiye using monthly data for the period of 2014:01-2023:06. The variables used in the analysis are the Global Economic Policy Uncertainty Index, the global price of Brent crude oil, the Bursa Istanbul (BIST)-100 Return Index, the Consumer Price Index (CPI)-based real effective exchange rate, and interest rate. The study has applied the augmented Dickey-Fuller (ADF) and Phillips-Perron (PP) unit root tests to the relevant series to investigate their stationarity. The results of both unit root tests provide consistent empirical evidence that the series are stationary in their first differences. The study then constructs the vector auto-regression (VAR) model, with the results from the Lagrange multiplier (LM) test to determine whether an autocorrelation problem is present

among the error terms, from the White test to detect the problem of changing variance, and from the Jarque-Bera normality test indicating the specified model to be well-structured.

After providing the preconditions for the structural VAR (SVAR) analysis, the long-run multiplier matrix of the model is obtained to interpret the signs of the variables before the impulse-response analysis. Accordingly, a negative relationship exists between global economic policy uncertainty and the BIST-100 Return Index. According to the variance decomposition analysis, 1.79% of the changes in the BIST-100 Return Index at the end of the period are explained by shocks in global economic policy uncertainty, 4% by shocks in oil prices, 12.3% by interest rates, and 55.8% by changes in the real exchange rate. These results suggest that changes in the BIST-100 Return Index in Türkiye are explained mainly by shocks to the exchange rate. The results indicate global economic policy uncertainty and oil price shocks to have relatively less of a shock. BIST-100 stock returns in Türkiye are affected by global economic policy uncertainty, oil price shocks, real exchange rates, and interest rates. However, real exchange rate shocks explain most of the changes in BIST-100 stock returns. The impact of interest rate changes is also more significant than economic policy uncertainty and oil price shocks. Accordingly, exchange rate and interest rate policy can be claimed to significantly impact the stock market in Türkiye. However, the impact of global economic policy uncertainty and oil price shocks is relatively limited. These results suggest that investors who invest or who will invest in the stock market should closely monitor the exchange and interest rates alongside uncertainty and oil price shocks.

1. Giriş

Modern tarih boyunca petrol, ekonomilerin iktisadi gelişme süreçlerinin şekillenmesinde öncü rol üstlenmiştir. Günümüzde de birincil enerji kaynaklarından birisi olarak kritik önemini korumaya devam etmektedir (Jones & Kaul, 1996; Huang vd., 2016; Fasanya vd., 2021). Uluslararası Enerji Ajansı'na (International Energy Agency-IEA) göre, 1971 ve 2019 yılları arasında dünya toplam enerji arzı 2,6 kat artarak yapısı önemli ölçüde değişmiştir. Bununla birlikte, petrolün dünya toplam enerji arzı içindeki payı 1971-2010 yılları arasında %44'ten %31'e düşmüştür. 2010 yılından itibaren ise söz konusu oran sabit kalma eğilimi sergilemekle birlikte petrol hala en önemli enerji kaynağı konumundadır. Bununla birlikte, küresel sağlık krizi sebebiyle ulaşım sektöründe yaşanan talep düşüşleri sebebiyle küresel petrol talebinde yaklaşık %7 oranında azalma yaşanmıştır (IEA, 2023). Ancak ilerleyen dönemlerde küresel ekonomideki toparlanma ve iyileşme sürecine bağlı olarak küresel enerji talebi de artmaya başlamıştır. OPEC'in verilerine göre, 2022 yılında dünyada günlük petrol tüketimi 99,56 milyon varil olarak gerçekleştirmiştir (OPEC, 2023). Uluslararası Enerji Ajansı'nın projeksiyonlarına göre ise 2040 yılında dünya enerji talebinin %30 artması beklenmektedir. Ancak söz konusu artış trendinin OECD ülkeleri için geçerli olmayacağı tahmin edilmektedir. Bu projeksiyonun gerçekleşmesinde ise temel itici güçlerin ekonomik büyüme oranları ile enerji tüketim oranları olacağı ileri sürülmektedir (Çevik vd., 2020).

Petrol, bir yandan başta imalat sanayi olmak üzere üretim faktörü olarak çeşitli sektörler girdi şeklinde katkı sağlarken diğer taraftan ise ulaşım sektöründe yakıt ve güç üretimi için kaynak olarak kullanılmaktadır (Jiang & Liu, 2021; Aimer & Lusta, 2022). Bu açıdan hem bir üretim hem de tüketim malı olma özelliğine sahiptir. Dolayısıyla da petrol fiyatındaki dalgalanmaların ve şokların ekonomik faaliyetler üzerinde önemli etkileri söz konusudur (Hamilton, 1983; Mokni, 2020). Petrol fiyatları sadece reel ekonomiyi değil, aynı zamanda finansal piyasaları ve bu piyasalarda işlem gören hisse senetlerinin fiyatlarını ve getiri oranlarını da etkilemektedir (Jones & Kaul, 1996; Miller &

Ratti, 2009; Hwang ve Kim, 2021). Küresel petrol fiyatları ile hisse senedi piyasaları arasındaki ilişki 1980'li yıllardan beri araştırmacılar tarafından tartışılmakta olup, bu alandaki öncü çalışmalar ise Hamilton (1983), Jones ve Kaul (1996) ve Huang vd.'ne (1996) aittir.

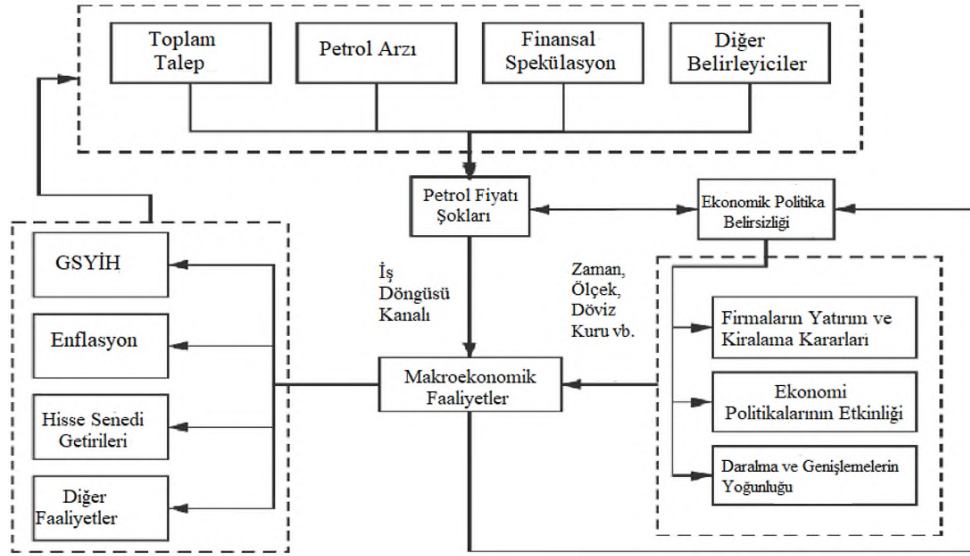
Petrol fiyatlarında meydana gelen değişikliklerin hisse senedi piyasalarını etkileme mekanizması farklı kanallar aracılığıyla işlemektedir (Moya-Martinez vd., 2014; Ge, 2023). İlk etki mekanizması, ham petrolün üretim faktörü olarak değerlendirildiği ve petrol fiyatı şoklarının hisse senedi değerlemesini beklenen kâr payı ve nakit akışları üzerinden etkilediği sürece işaret etmektedir (Huang vd., 2016; Gao vd., 2019). Buna göre, petrol fiyatlarındaki artışlar, üretimin marjinal maliyetini ve firmaların kar marjlarını değiştirmektedir. Artan üretim maliyetleri beklenen kar ve getiri oranlarını düşürmekte ve böylece nakit akışı azalmaktadır. Geleneksel hisse değerlendirme yöntemlerine göre, mevcut hisse senedi fiyatları belirli bir hisse senedinin gelecekteki indirgenmiş nakit akışlarını göstermektedir. Dolayısıyla, petrol fiyatlarındaki değişiklikler beklenen nakit akışlarını da etkilemektedir. Petrol fiyatlarındaki artış sebebiyle azalan nakit akışları hisse senedi fiyatlarını düşürmektedir (Huang vd., 2016; Ge, 2023). İkinci iletim kanalı, petrol fiyatlarındaki artışın yol açtığı fiyatlar genel seviyesindeki artışla ilgilidir. Petrol fiyatlarındaki artış, yurtiçi fiyatları artırarak hem enflasyonist süreci tetiklemekte hem de hisse senedi getirilerinin azalmasına yol açmaktadır (Choudhri & Hakura, 2006). Üçüncü iletim kanalında ise petrol fiyatındaki şokların para politikası yoluyla hisse senedi piyasasının oynaklığını artırması söz konusudur (Sadorsky, 1999). Merkez bankaları, artan petrol fiyatlarının yol açtığı enflasyonist baskıyı azaltmak için faiz oranlarını artırma eğilimine girmektedir. Faiz oranlarındaki artış ise beklenen nakit akışlarının bugünkü değerini azaltmakta ve hisse senetlerinin değer kaybetmesine sebep olmaktadır (Huang vd., 2016; Cıvırcı & Akkoç, 2021).

Petrol fiyatlarının ilişkili olduğu ve karşılıklı etkileşim içinde olduğu bir diğer önemli değişken; belirsizliklerdir (Hamilton, 2009; Ding vd., 2022; Yuan vd., 2022). Son yıllarda giderek artan ekonomik, politik ve jeopolitik belirsizlikler finansal piyasaları daha kırılgan hale getirmiştir (Apostolakis vd., 2021; Jiang & Liu, 2021). Örneğin; 2008 Küresel Krizi, Avrupa Borç Krizi, Brexit süreci, Çin-ABD ticaret savaşı ve Covid-19 salgınının beraberinde getirdiği belirsizlik şokları finansal piyasalar üzerinde önemli etkilere yol açmıştır. Belirsizlikler, ham petrol fiyatları da dahil olmak üzere finansal varlıkların fiyatlarının şiddetli şekilde dalgalanmasına yol açmıştır (Ding vd., 2022). Petrol fiyatları genel olarak arz ve talep ilkesine göre belirlenmekle birlikte, belirsizlikler başta olmak üzere fiyatları etkileyen çok sayıda karmaşık faktör söz konusudur. Hamilton'a (2009) göre; petrol fiyatlarındaki dalgalanmalar jeopolitik ya da ekonomik olayların yol açtığı belirsizliklerin sonucu olabilir ve arz yönlü ya da talep yönlü şoklar olarak adlandırılırlar. Örneğin; 1973-1974'teki petrol şoku, 1970'lerin sonundaki İran Devrimi, Irak-İran Savaşı ve 1990'daki Körfez Savaşı olmak üzere politik olayların neden olduğu arz kesintileriyle eş zamanlı olarak petrol şokları meydana gelmiştir. Yakın tarihte ise Irak, İran, Nijerya, Venezuela ve Libya'daki politik karışıklıkların yol açtığı belirsizlikler de örnek olarak verilebilir. Bu olaylar, ham petrol ithalatçıları etkileyerek ve petrol arzı konusunda belirsizlik yaratarak fiyatların aşırı şekilde dalgalanmasına neden olmaktadır (Aimer & Lusta, 2022). Diğer taraftan, 2019 yılında tüm dünyayı etkisi altına alan Covid-19 salgını küresel petrol talebini azaltarak 2020 yılında küresel petrol fiyatlarını ani şekilde düşürücü etkide bulunmuştur. Ding vd.'ne (2022) göre, petrol fiyatları ve belirsizlikler karşılıklı etkileşim içindedir ve söz konusu etkileşim doğası gereği oldukça karmaşık özelliklere sahiptir. Politik karmaşıklıklar ve çevresel değişikliklerle ilgili belirsizliklerle karşılaştırıldığında, ekonomik belirsizliklerle ilgili krizlerin ham petrol fiyatları üzerindeki etkisi daha uzun süreli, daha geniş ve daha yoğundur.

Diğer taraftan, Aimer ve Lusta'ya (2022) göre ise belirsizliklerin yol açtığı petrol fiyatlarındaki hızlı dalgalanmalar mevcut tüketim ve yatırım kararlarının geleceğe ertelenmesine ve firmaların marjinal maliyetlerinin artmasına neden olmaktadır. Firmaların hisse senetlerinin bugünkü değeri düşerken hem reel hem de finansal piyasalardaki belirsizliği artırarak ekonomik faaliyetleri olumsuz etkilemektedir. Bernanke (1983) de benzer şekilde, petrol fiyatlarındaki dalgalanmaların hane halkları ve firmaların tüketim ve yatırım kararlarına ilişkin belirsizliğin fiyat artışları ve hasıla düşüşlerine yol açacağını ileri sürmüştür.

Petrol fiyatları ile yakın ilişkili olan ekonomik politika belirsizliğindeki artışlar, genellikle hisse senedi getirilerindeki düşüşler ve hisse senedi getirilerindeki oynaklıklarla bağlantılıdır (Ozoguz, 2008; Ulrich, 2012). Finansal piyasalar, bilgi ve iletişim teknolojilerindeki hızlı gelişmeler ve küreselleşmeye bağlı olarak belirsizliklere daha duyarlı hale gelmiştir. Başka bir deyişle, belirsizlikler finansal piyasaların kırılma düzeylerinin artmasına yol açmış ve özellikle ekonomik politika belirsizliği ile finansal piyasalar arasındaki bağlantıyı güçlendirmiştir (Badshah vd., 2019). Küresel krizler, savaşlar, pandemi gibi olaylar sonucunda piyasa çöktüğü ile karşı karşıya kalındığında söz konusu bağlantı daha da güçlenmektedir (Ko & Lee, 2015; Chang vd., 2023). Ekonomik politika belirsizliğindeki artışlar tüketim, yatırım, istihdam ve ekonomik büyümeyi olumsuz yönde etkilediğinden, hisse senedi fiyatlarının belirsizlik şoklarına verdiği tepkinin şiddeti yüksektir. Nitekim, belirsizlik düzeyi ne kadar yüksekse hisse senedi piyasalarının oynaklık derecesi o kadar artar (Chang vd., 2015). Literatürde ekonomik politika belirsizliği ile hisse senedi getirileri arasında uzun dönemde negatif ilişkinin varlığına dair sağlam kanıtlar olmasına rağmen, farklı ampirik bulgulara ulaşan araştırmalar da mevcuttur. Teorik olarak, küresel ekonomik politika belirsizliğinin hisse senedi getirilerini farklı yollarla etkilediği varsayılmaktadır (Hoque & Zaidi, 2020): *i*) Küresel ekonomik politika belirsizliğine maruz kalan ekonomik aktörlerin tüketim, tasarruf, yatırım ve istihdam ile ilgili kararlarını ertelemesi ile ilgilidir. Belirsizlikler sonucu yükselen risk primleri yatırımcıları yeni yatırım yapmaktan alıkoyarak hane halklarının krediye ulaşımını daha pahalı getirir ve hisse senedi fiyatlarını düşürür (Aydın vd., 2021). *ii*) Küresel ekonomik politika belirsizliklerinin uluslararası sermaye hareketleri üzerinde oluşturduğu etkiler hisse senedi piyasalarına yansır. *iii*) Küresel ekonomik politika belirsizliği ile petrol fiyatları arasındaki ilişki hisse senedi piyasalarına aktarılır (Jiang & Liu, 2021). *iv*) Küresel ekonomik politika belirsizliği enflasyon, faiz ve kur gibi değişkenleri etkileyerek ulusal düzeyde belirsizlikler yaratır. Söz konusu belirsizliklerin sonucunda firmaların nakit akışları etkilenir ve hisse senedi fiyatları da buna bağlı olarak değişir. *v*) Rasyonel yatırımcıların küresel ekonomik politika belirsizliklerinin gelecekteki belirsizlikleri de yansıtabileceği düşüncesiyle yatırım kararlarını erteler ve böylece hisse senedi piyasalarında düşüşler gözlemlenir (Dakhlaour & Aloui, 2016).

Şekil 1. Petrol Fiyatı Şokları, Ekonomik Politika Belirsizliği ve Makroekonomik Değişkenler Arasındaki İlişkiler



Kaynak: Lin ve Bai, (2021)'den alınmıştır.

Şekil 1’de ekonomik politika belirsizliği, petrol fiyatı şokları, hisse senedi getirileri ve diğer makroekonomik değişkenler arasındaki ilişkiler gösterilmektedir. Buna göre, belirsizlikler nedeniyle petrol fiyatlarında görülen dalgalanmalar ekonomileri farklı kanallar aracılığıyla etkilemektedir (Lin & Bai, 2021). Bu kanallardan birisi de makroekonomik faaliyetler aracılığıyla petrol fiyatları şoklarının hisse senedi piyasalarını etkileme mekanizmasıdır (Gao vd., 2019; Ghani & Ghani, 2023). Başka bir ifadeyle, küresel ekonomik politika belirsizliği ve petrol fiyatı şokları birbiri ile ilişkilidir ve hisse senedi getirilerini etkilerler (Kang & Ratti, 2013). Daha önce de bahsedildiği gibi, petrol fiyatlarındaki artışlar üretim maliyetleri, enflasyon, yatırım, tüketim ve faiz gibi kanallar aracılığıyla hisse senedi piyasalarını olumsuz yönde etkiler ve hisse senedi getirilerini azaltır. Antonakakis vd.’ne (2014) göre, ekonomik politika belirsizliği petrol fiyatı şoklarının aktarım mekanizmasında temel iletici konumdadır, yani petrol fiyatı şokları ile hisse senedi piyasaları arasındaki ilişkide temel aktarıcı rolünü üstlenmektedir.

Görüldüğü üzere, küresel ekonomik politika belirsizliğinin ve petrol fiyatı şoklarının hem temel makro ekonomik değişkenler hem de hisse senedi getirileri üzerinde önemli etkileri bulunmaktadır. Söz konusu etkiler Türkiye gibi gelişmekte olan kırılgan ekonomiler ve enerji ithalatçısı ülkeler için daha da önemli hale gelmektedir. Dolayısıyla, araştırma konusunun artan önemi aynı zamanda çalışmanın temel hareket noktasını oluşturmuştur. Bununla birlikte, literatürde petrol fiyatı şoklarının hisse senedi piyasaları üzerindeki etkilerini inceleyen çok sayıda çalışma olmasına rağmen, bu bağlantıya ekonomik politika belirsizliğini dahil eden araştırmaların sayısı özellikle 2008 Küresel Krizi ve Covid-19 pandemisinin yarattığı küresel belirsizlik ortamı sebebiyle son yıllarda artmaya başlamıştır. Ancak incelenen mevcut literatür kapsamında, küresel ekonomik politika belirsizliği, petrol fiyatı şokları ve hisse senedi getirileri arasındaki bağlantıları araştıran çalışma sayısının çok kısıtlı olması ve Türkiye örneğinde herhangi bir çalışmaya araştırma dönemi boyunca rastlanılmaması bu çalışmanın temel motivasyon kaynaklarından ikincisini oluşturmuştur. Ve son olarak, söz konusu değişkenler arasındaki ilişkileri Türkiye için yapısal VAR (SVAR) analizi aracılığıyla

araştıran herhangi bir çalışmanın olmaması da araştırmının diğer bir motivasyon kaynağıdır. Bu hususlar, bir taraftan araştırmının motivasyon kaynaklarını oluştururken diğer taraftan ise literatüre potansiyel katkılarına işaret etmektedir. Söz konusu motivasyon noktalarından hareketle bu çalışmanın amacı, Türkiye’de küresel ekonomik politika belirsizliğinin ve petrol fiyatı şoklarının hisse senedi getirileri üzerindeki etkilerinin araştırılmasına katkıda bulunmaktır. Çalışmanın amacı kapsamında, Türkiye’nin 2014:01-2023:06 dönemine ait aylık verileri kullanılarak SVAR analizine ilişkin ekonometrik prosedür takip edilmiştir. Değişken olarak ise küresel ekonomik politika belirsizliği endeksi, Brent ham petrolün küresel fiyatı, BIST-100 Getiri Endeksi, TÜFE bazlı reel efektif döviz kuru ve faiz oranı kullanılmıştır.

Çalışma temel olarak üç bölümden oluşmaktadır. Giriş bölümünden sonraki ilk bölümü araştırma kapsamındaki çalışmaların detaylı olarak incelendiği literatür oluşturmaktadır. Üçüncü bölümde, veri seti ve ekonometrik metodolojiye ait bilgilere yer verilmektedir. Dördüncü bölümde, ekonometrik analizlerden elde edilen ampirik bulgular sunulmaktadır. Sonuç bölümünde ise genel değerlendirme ve önerilere yer verilmektedir.

2. Literatür Değerlendirmesi

Literatürde farklı ülke ve ülke grupları için farklı ekonometrik yöntemleri kullanarak petrol fiyatları, hisse senedi piyasaları ve ekonomik politika belirsizliği arasındaki ilişkileri farklı boyutları ile inceleyen çok sayıda çalışma mevcuttur (Örneğin; Sadorsky, 1999; Hacıhasanoğlu & Soytaş, 2011; Tursoy & Faisal, 2018; Mokni, 2020; Cheikh vd., 2021; Fasanya vd., 2021; Khan vd., 2021; Caporale vd., 2022; Rahman, 2022; Sizer & Karagöz, 2022; Chang vd., 2023; Ge, 2023; Liu vd., 2023; Wei vd., 2023). Literatürde yer alan çalışmalar bu araştırma kapsamında temel olarak dört (4) grupta ele alınmıştır.

İlk grup çalışmalar, petrol fiyatları ve hisse senedi piyasaları arasındaki ilişkileri inceleyen çalışmalardan oluşmaktadır. Bu çalışmaların büyük kısmında iki değişken arasındaki ilişkileri doğrulayan sonuçlara ulaşılmıştır. Örneğin; Toparlı vd. (2019) çalışmalarında petrol fiyatlarının hisse senedi getirileri üzerindeki etkilerini Türkiye örneğinde 1988:02-2017:03 dönemi için TVP-VAR modeli kapsamında araştırmıştır. Zamana bağlı değişen etkilerin yanı sıra, petrol fiyatı şoklarının hisse senedi getirileri üzerindeki etkisinin kur ve faiz oranı şoklarına kıyasla daha düşük olduğu sonucuna ulaşılmıştır. Alper ve Kara (2017) tarafından Türkiye’de 2003:01-2017:02 dönemi için gerçekleştirilen etki-tepki analizleri ise hisse senedi getirilerinin petrol fiyatlarından etkilendiğini göstermektedir. Diğer taraftan, petrol fiyatlarındaki değişimlerin hisse senedi piyasaları üzerinde negatif etkiye sahip olduğu sonucuna ulaşan çalışmalar da (Örneğin; Çetin ve Altun, 2019; Civcir ve Akkoc, 2021) mevcuttur. Hwang ve Kim (2021) ile Jiang ve Liu (2021) tarafından yapılan çalışmalarda ise asimetric ilişkilerin varlığına işaret eden ampirik kanıtlar elde edilmiştir. Kaya ve Binici (2014), Avcı (2015), Güler vd. (2020), Kakacak vd. (2020) ile Khan vd. (2023) tarafından yapılan çalışmalarda ise petrol fiyatlarından hisse senedi piyasalarına doğru tek yönlü nedensellik ilişkisi tespit edilmiştir. Ancak Özcan ve Karter (2020) tarafından Türkiye için yapılan nedensellik analizlerinin sonuçları petrol fiyatları ile hisse senedi fiyatları arasındaki çift yönlü nedensellik ilişkisini doğrulamaktadır. Diğer taraftan, Abdioğlu ve Değirmenci (2014) ile Bildirici ve Badur (2019) tarafından Türkiye için yapılan analizlerde ise hisse senetlerinden petrol fiyatlarına doğru tek yönlü nedensellik ilişkisi saptanmıştır. İncelenen literatür kapsamında, petrol fiyatları ile hisse senedi piyasaları arasında uzun dönemde herhangi bir ilişki olmadığı sonucuna ulaşan çalışmaların (Çıtak & Kendirli, 2019; İşcan, 2020) da mevcut olduğu söylenebilir.

Bu grupta yer alan bazı çalışmalarda ise piyasalar arasındaki risk yayılma etkileri araştırılmış ve petrol fiyatlarından hisse senedi piyasalarına doğru pozitif risk yayılma etkisinin varlığı tespit edilmiştir. Örneğin; Zhao vd. (2023) tarafından çalışmada küresel petrol fiyatlarının Çin'de hisse senedi piyasaları üzerindeki risk yayılma etkisi 2009-2023 dönemine ait günlük verilerek kullanılarak analiz edilmiş ve elde edilen bulgular, petrol fiyatı şoklarından hisse senedi piyasalarına doğru pozitif risk yayılma etkisinin varlığını göstermiştir. Çevik vd. (2020) ise Türkiye'de petrol fiyatları ve hisse senedi getirileri arasındaki ilişkileri 1990-2017 dönemine ait haftalık verileri kullanarak zamana bağlı nedensellik analizi ile incelemiştir. Yazarlar, petrol fiyatlarının hisse senedi getirileri üzerinde önemli risk yayılma etkilerine sahip olduğunu tespit etmiş ve bu yüzden hükümet politikalarının piyasalar arasındaki risk yayılma etkilerini dikkate almaları gerektiğine vurgu yapmıştır.

İkinci grup çalışmalar ise petrol fiyatları ve ekonomik politika belirsizliği arasındaki ilişkileri inceleyen çalışmalardan oluşmaktadır. Bu kapsamda literatürde yer alan çalışmalar incelendiğinde, söz konusu iki değişken arasındaki ilişkinin varlığı ve etkileşimin yönü ile ilgili ulaşılan sonuçların genellikle birbirinden farklı olduğu görülmektedir. Örneğin; Apostolakis vd. (2021) çalışmalarında petrol fiyatlarındaki oynaklığın ekonomik politika belirsizliği üzerindeki etkisini araştırmıştır. Yazarlar, seçilmiş yedi (7) gelişmiş ülkenin 2007:07-2020:09 dönemine ait verilerini kullanarak VAR-GARCH-M analizini gerçekleştirmiş ve petrol fiyatlarındaki değişimlerin ekonomik politika belirsizliği ile ilişkili olmadığı sonucuna ulaşmıştır. Aimer & Lusta (2022) ise seçilmiş 21 ülkede petrol şoklarının küresel ekonomik politika belirsizliği üzerindeki simetrik ve asimetrik etkisini ARDL ve NARDL yaklaşımını takip ederek 1997:Q1-2000:Q4 dönemi için incelemiştir. Elde edilen sonuçlar, petrol fiyatları ile ekonomik politika belirsizliği arasındaki uzun dönemli ilişkiyi doğrulamaktadır. Ancak uzun dönemde petrol fiyatındaki pozitif ve negatif şokların belirsizlik üzerinde asimetrik etkiye sahip olduğuna dair ampirik kanıtlara ulaşamamıştır.

Diğer taraftan, Lin & Bai (2021) çalışmalarında TVP-VAR yaklaşımına ait ekonometrik prosedürü majör petrol ihracatçısı ve ithalatçısı konumundaki toplam 20 ülkenin 1997:01-2019:03 dönemine ait verilerini uygulayarak söz konusu iki değişken arasındaki etkileşimleri tespit etmeyi amaçlamıştır. Ulaşılan sonuçlara göre; ekonomik politika belirsizliği petrol fiyatı şoklarına dalgalı tepkiler vermekte ancak petrol fiyatı şokları ekonomik politika belirsizliğine negatif tepki göstermektedir. Bununla birlikte, petrol ihracatçısı ülkelerde petrol fiyatı şokları ekonomik politika belirsizliği üzerinde daha fazla konjonktüre yol açmaktadır. Ding vd. (2022) ise belirsizliklerin ham petrol fiyatları üzerindeki etkisini kantil-üzerine-kantil metodunu kullanarak 2001:12-2021:03 dönemi için incelemiştir ve uzun dönemde ekonomik politika belirsizliği üzerinde pozitif etkiye sahip olduğunu tespit etmiştir.

Hailemariam vd. (2019), G-7 ülkelerinde petrol fiyatları ve ekonomik politika belirsizliği arasındaki ilişkiyi parametrik olmayan panel veri analizine ilişkin süreci yürüterek araştırmıştır. Söz konusu ülkelerin 1997:01-2018:06 dönemine ait verilerin kullanıldığı çalışmanın ulaştığı temel sonuç, petrol fiyatı şoklarının ekonomik politika belirsizliği üzerinde zamanla değişen etkilere sahip olduğu şeklindedir. Benzer şekilde, Sun vd. (2020) çalışmalarında G-7 ülkeleri için iki değişken arasındaki etkileşimi 1997:01-2017:08 dönemini baz alarak dalgacık analizi ile araştırmış ve elde edilen bulgular kısa, orta ve uzun vadede farklı etkilere işaret etmiştir. Yazarlara göre, petrol fiyatı şokları ile belirsizlik arasındaki etkileşim kısa dönemde zayıf olmasına rağmen, söz konusu etkileşim uzun dönemde aşamalı olarak güçlenmektedir. Başka bir ifadeyle, orta vadede negatif ama uzun dönemde pozitif ilişkinin varlığından bahsetmek mümkündür.

Üçüncü grup çalışmalar, hisse senedi piyasaları ve ekonomik politika belirsizliği arasındaki

ilişkileri araştıran çalışmaları kapsamaktadır. Bu çalışmaların sonuçları genellikle iki değişken arasındaki ilişkileri doğrulayan ampirik kanıtlar sunmaktadır. Örneğin; Xiong vd. (2018) tarafından Çin örneği için yapılan çalışmada, DCC-GARCH yöntemi kullanılarak gerçekleştirilen analizlerin sonuçları ekonomik politika belirsizliğinin hisse senedi piyasası üzerinde önemli etkilere sahip olduğunu göstermektedir. İlave olarak, finansal kriz dönemlerinde iki değişken arasındaki korelasyonun büyük dalgalanmalara sahip olduğu tespit edilmiştir. Benzer şekilde, Badshah vd. (2015) tarafından ADCC-GARCH tekniği yardımıyla 1999:01-2016:09 dönemi için gerçekleştirilen analizlerin sonuçları da Xiong vd. (2018) tarafından ulaşılan bulguları destekler niteliktedir. Buna göre, ekonomik politika belirsizliğinin hisse senedi-emtia korelasyonları üzerindeki etkisi istatistiksel olarak anlamlı ve pozitifdir.

Diğer taraftan, hisse senedi piyasaları ve ekonomik politika belirsizliği arasındaki ilişkinin yönünün negatif olduğu şeklinde ampirik sonuçlara ulaşan çalışmalar da mevcuttur. Örneğin; Sum vd. (2020) tarafından Türkiye'nin de dahil olduğu AB ülkeleri ile seçilmiş diğer ülkeleri ve 1993:02-2012:04 dönemini kapsayan araştırmanın sonuçlarına göre, ekonomik politika belirsizliği hisse senedi getirileri üzerinde negatif etkiye sahiptir. Yani belirsizlik arttıkça beraberinde getiri oranı da azalmaktadır. Benzer şekilde, Ko & Lee (2015) çalışmasında küresel ekonomik politika belirsizliğinin hisse senedi fiyatları üzerinde negatif etkiye sahip olduğunu dalgacık analizi yardımıyla tespit etmiştir. Demir & Ersan (2016) ise ekonomik politika belirsizliğinin turizm sektörüne ait hisse senedi fiyatları üzerindeki etkilerinin Türkiye örneğinde 2002-2013 dönemini baz alarak çoklu regresyon analizi ile araştırmış ve negatif etkileri doğrulayan bulgulara ulaşmıştır. Guo vd. (2018) ise G-7 ülkeleri ile BRIC ülkelerinin 1985:02-2015:08 dönemine ait verilerini kullanarak yaptıkları kantil regresyon analizinden elde ettikleri sonuçlar, Fransa ve İngiltere dışında, ekonomik politika belirsizliğinin hisse senedi getirilerini azaltıcı etkilerine işaret etmektedir. Hoque & Zaidi (2020) tarafından GARCH, MS ve SVAR teknikleri kullanılarak 2003:10-2017:03 dönemi için gerçekleştirilen analizlerden elde edilen bulgulara göre, küresel ekonomik politika belirsizliği Malezya'da hisse senedi piyasalarını olumsuz etkilemektedir. Saka-Ilgın (2022) ise çalışmasında, seçilmiş beş (5) Avrupa ülkesinin ulusal ekonomik politika belirsizliği ile borsa endeksleri arasındaki ilişkiyi 2002:12-2021:10 dönemi için incelemiştir. Panel ARDL yaklaşımından elde edilen ampirik bulgular hem kısa hem de uzun dönemde değişkenler arasındaki negatif ilişkinin varlığını doğrulamaktadır.

Chang vd. (2015), seçilmiş yedi (7) OECD ülkesinin 2001:01-2013:04 dönemine ait verilerini kullanarak bootstrap panel nedensellik analizine ilişkin ekonometrik süreci takip etmiştir. Analiz sonuçlarına göre, politik belirsizlik sadece İtalya ve İspanya'da hisse senedi fiyatlarını etkilemekte, hisse senedi fiyatları ise sadece ABD ve İngiltere örneğinde politik belirsizliği etkilemektedir. Yazarlara göre, politika belirsizliğinin hisse senedi fiyatlarını düşüreceği yönündeki teorik öngörü her zaman desteklenemeyebilir. Li vd. (2015) ise bootstrap kayan pencereler yaklaşımı çerçevesinde Çin ve Hindistan için yaptıkları analizler neticesinde, ekonomik politika belirsizliği ile hisse senedi getirileri arasındaki çift yönlü nedensellik ilişkisinin sadece birkaç alt örneklem dönemi için geçerli olduğunu ancak tüm örneklem boyunca gözlemlenmediğini saptamıştır. Diğer taraftan, Dakhlaour & Aloui (2016), ABD'deki ekonomik politika belirsizliği ile BRIC hisse senedi piyasaları arasındaki volatilité yayılımlarının dinamiklerini Cheung & Ng (1996) tarafından önerilen yaklaşımı kullanarak araştırmıştır. Analiz sonuçlarına göre, iki değişken arasındaki getiri yayılımı negatif olmasına rağmen, volatilité yayılımı pozitif ve negatif değerler arasında dalgalanmaktadır. Dolayısıyla, ABD ve BRIC piyasalarına aynı anda yatırım yapmak oldukça risklidir. Aydın vd. (2021) ise ekonomik

politika belirsizliği ile hisse senedi fiyatları arasındaki ilişkiyi 2003:03-2021:03 dönemi için BRIC ülkeleri örneğinde analiz etmiştir. Simetrik ve asimetrik frekans nedensellik analizden faydalanılan çalışmanın sonuçlarına göre, değişkenler arasındaki nedensellik ilişkisinin varlığı ve yönü ülkelere göre farklılaşmaktadır. Ayrıca finansal piyasaların pozitif ve negatif şoklara verdiği tepkiler de birbirinden farklıdır. Raunig (2021) de benzer şekilde nedensellik analizinden faydalanmış ve seçilmiş 22 ülkenin 2003:03-2020:02 dönemine ait verilerini kullanmıştır. Sonuçlar, ekonomik politika belirsizliğinin hisse senedi piyasalarındaki oynaklığın sebebi olduğunu göstermektedir. Yazarlara göre ayrıca, ekonomik politika belirsizliğindeki %1’lik artış volatiliteyi %0.15’ten %0.85’e çıkarmaktadır. Bu çalışmaların yanı sıra, hisse senedi piyasaları ve ekonomik politika belirsizliği arasındaki ilişkileri doğrulamayan araştırmalar da mevcuttur. Örneğin; Ghani & Ghani (2023) tarafından Pakistan’da 2010:08-2020:12 dönemi için GARCH-MIDAS yöntemi takip edilerek yapılan analizler neticesinde, ekonomik politika belirsizliğinin hisse senedi piyasası oynaklığı üzerinde etkisinin olmadığı sonucuna ulaşılmıştır.

Dördüncü grup çalışmalar, petrol fiyatları, hisse senedi piyasaları ve ekonomik politika belirsizliği arasındaki ilişkileri inceleyen araştırmalara işaret etmektedir. İncelenen literatür kapsamında söz konusu değişkenler arasındaki ilişkileri doğrulayan ampirik kanıtlara ulaşıldığı görülmektedir. Örneğin; Kang & Ratti (2013) çalışmalarında ABD örneğinde 1995:01-2011:12 dönemi için petrol şokları, politika belirsizliği ve hisse senedi getirileri arasındaki ilişkileri yapısal VAR tekniğini kullanarak analiz etmiştir. Ampirik bulgulara göre, petrol fiyatlarındaki ve politika belirsizliğindeki şoklar hisse senedi getirilerini etkilemekte olup, petrol piyasasına özgü talep şokları 24 ay sonra politika belirsizliğindeki değişimlerin %30’undan fazlasını açıklamakta ve bu oran uzun dönemde %58’e yükselmektedir. Bununla birlikte, hisse senedi getirilerindeki uzun vadeli değişimin %19’u politika belirsizliği ve %32’si ise yapısal petrol şokları tarafından açıklanmaktadır. Kang & Ratti (2015) tarafından yapılan çalışmada, Çin’deki politika belirsizliği, petrol fiyatı şokları ve hisse senedi getirileri arasındaki ilişkiler 1995:01-2011:12 dönemi için araştırılmıştır. Ekonomik politika belirsizliğindeki pozitif şokların küresel petrol üretimi, petrol fiyatı ve hisse senedi getirileri üzerinde gecikmeli etkiye sahip olduğuna ve petrol fiyatı şoklarının ekonomik politika belirsizliğini artırdığına ancak hisse senedi getirilerini ise düşürdüğüne dair güçlü ampirik kanıtlar elde edilmiştir. Benzer şekilde, Gao vd. (2019) çalışmalarında 2005:01-2017:12 dönemi için Çin örneğinde hisse senedi fiyatları, ekonomik politika belirsizliği ve küresel petrol fiyatı arasındaki ilişkileri incelemiştir. Kayan pencereler Toda-Yamamoto nedensellik testinin sonuçları, söz konusu değişkenler arasında zamanla değişen nedensellik ilişkisine işaret etmekte ve bu ikili nedensellikler çoğunlukla küresel ekonomideki veya Çin ekonomisindeki keskin dalgalanmalara eşlik etmektedir. Başka bir deyişle, değişkenler arasındaki yüksek korelasyon özellikle kriz dönemlerinde gözlemlenmektedir.

Sharif vd. (2020), ABD’de Covid-19 salgınının petrol fiyatı şokları, jeopolitik risk ve ekonomik politika belirsizliği arasındaki ilişkileri 2020:01-2020 Mart dönemi için günlük verileri kullanarak dalgacık analizi yardımıyla araştırmıştır. Elde edilen sonuçlar, değişkenler arasındaki etkileşimi doğrulamakta ve petrol fiyatlarındaki değişimlerin hisse senedi piyasaları üzerinde diğer değişkenlere göre daha fazla etkili olduğunu göstermektedir. Bununla birlikte, ekonomik politika belirsizliğinden petrol fiyatlarına ve hisse senedi piyasalarına ve jeopolitik risklerden hisse senedi piyasaları, petrol fiyatları ve ekonomik politika belirsizliğine doğru güçlü nedensellik ilişkileri tespit edilmiştir. Sharif vd. (2020)’nin çalışmasına benzer şekilde, Cihangir & Koçoğlu (2022) tarafından yapılan araştırmada Covid-19 salgınının hisse senedi piyasaları, petrol fiyatları ve ekonomik politika belirsizliği arasındaki ilişkilere olan etkisi majör petrol ithalatçısı ülkeler açısından incelenmiştir.

Panel ARDL yaklaşımına ait ekonometrik süreçlerin takip edildiği analizlerde 2014:06-2020:10 dönemine ait veriler kullanılmıştır. PMG tahmincisinden elde edilen ampirik bulgulara göre, analize dahil edilen değişkenler arasında eşbütünleşme ilişkisi mevcuttur ve petrol fiyatlarındaki değişimlerin hisse senedi piyasaları üzerindeki etkisi diğerlerine göre daha güçlüdür.

Yuan vd. (2022) çalışmalarında BRIC ülkeleri için ekonomik politika belirsizliği, petrol fiyatları ve hisse senedi arasındaki ilişkileri kantil VAR tekniğini kullanarak araştırmıştır. 2003:01-2021:09 dönemi için yapılan analizler sonucunda, Brent petrol piyasasının yükselişte olduğu dönemlerde Çin ve Hindistan'daki ekonomik politika belirsizliğinin petrol şokları üzerinde negatif etkiye sahip olduğu, ancak Rusya ve Brezilya'daki ekonomik politika belirsizliğinin petrol getirileri üzerinde pozitif etki oluşturduğu tespit edilmiştir. Bununla birlikte, yazarlara göre BRIC hisse senedi piyasaları negatif petrol şoklarından daha az etkilenmektedir. Nusair & Al-Khasawneh (2023) ise G-7 ülkelerinde petrol fiyatı şokları ve ekonomik politika belirsizliğindeki değişimlerin hisse senedi getirileri üzerindeki etkilerini asimetrik kantil regresyon analizini kullanarak incelemiş ve periyot olarak 1985-2021 dönemi tercih edilmiştir. Ampirik bulgular, asimetrik ilişkinin varlığına işaret etmekle birlikte söz konusu ilişkinin piyasa koşullarıyla ilişkili olduğunu göstermektedir. Aynı piyasası koşulları geçerliyken, ekonomik politika belirsizliğindeki artışlar hisse senedi getirilerini azaltmaktadır. Diğer taraftan, boğa piyasası koşullarının geçerli olduğu durumlarda ise ekonomik politika belirsizliğindeki düşüşler hisse senedi getirilerini artırmakta, ancak söz konusu ilişki istatistiksel olarak anlamsızdır. Ayrıca ekonomik politika belirsizliğindeki pozitif değişimlerin negatif değişimlerden daha önemli olduğuna vurgu yapılmıştır. Ulaşılan sonuçlara göre, ekonomik politika belirsizliği hisse senedi getirilerini negatif etkilerken, petrol fiyatı şokları hisse senedi getirilerini pozitif yönde etkilemektedir.

Literatürde yer alan çalışmalar genel olarak incelendiğinde, ekonomik politika belirsizliği, petrol fiyatı şokları ve hisse senedi getirileri arasındaki ilişkileri inceleyen çalışmaların sayıca kısıtlı olduğu görülmektedir. Bu çalışmalar ulaştığı bulgular açısından değerlendirildiğinde; *i*) petrol fiyatları ve hisse senedi piyasaları arasındaki ilişkilerin varlığı ve yönü hakkında ülkelere göre farklı sonuçlar elde eden çalışmalar olsa da genel bulgu, iki değişken arasında uzun dönemli ilişkinin mevcut olduğu ve petrol fiyatı şoklarının hisse senedi getirilerini olumsuz etkilediği şeklindedir. *ii*) Bununla birlikte, belirsizliklerin hisse senedi piyasaları üzerindeki etkilerini araştıran çalışmalardan elde edilen bulgular da benzer şekildedir. Yani ekonomik politika belirsizlikleri hisse senedi getirilerini azaltmaktadır. *iii*) Diğer taraftan, ekonomik politika belirsizliği, petrol fiyatı şokları ve hisse senedi getirileri arasındaki ilişkileri inceleyen araştırmaların ulaştığı sonuçlar söz konusu değişkenler arasındaki uzun dönem ilişkileri destekler niteliktedir. Literatürdeki çalışmalar odaklandıkları örneklem açısından değerlendirildiğinde ise farklı ülke ve ülke gruplarının analizlere dahil edildiği görülmektedir. Ancak Türkiye örneğinde, ekonomik politika belirsizliği, petrol fiyatı şokları ve hisse senedi getirileri arasındaki ilişkileri inceleyen herhangi bir çalışma tespit edilememiştir. Ayrıca, yöntem açısından bakıldığında farklı ekonometrik ve istatistiksel tekniklerle söz konusu değişkenler arasındaki ilişkiler tespit edilmeye çalışılsa da özellikle iç ve dış şokların ekonomik göstergeler üzerindeki uzun dönemli etkilerinin açıklanmasında VAR temelli ekonometrik yöntemlere (SVAR, kantil VAR, TV-VAR vb.) nispeten daha sık başvurulduğu görülmüştür. Dolayısıyla, ilgili literatür bu çalışmanın içerik (ekonomik politika belirsizliği ve petrol fiyatı şoklarının hisse senedi getirileri üzerindeki etkileri), yöntem (SVAR analizi) ve örneklemi (Türkiye) belirlerken araştırmacılara rehberlik etmiştir.

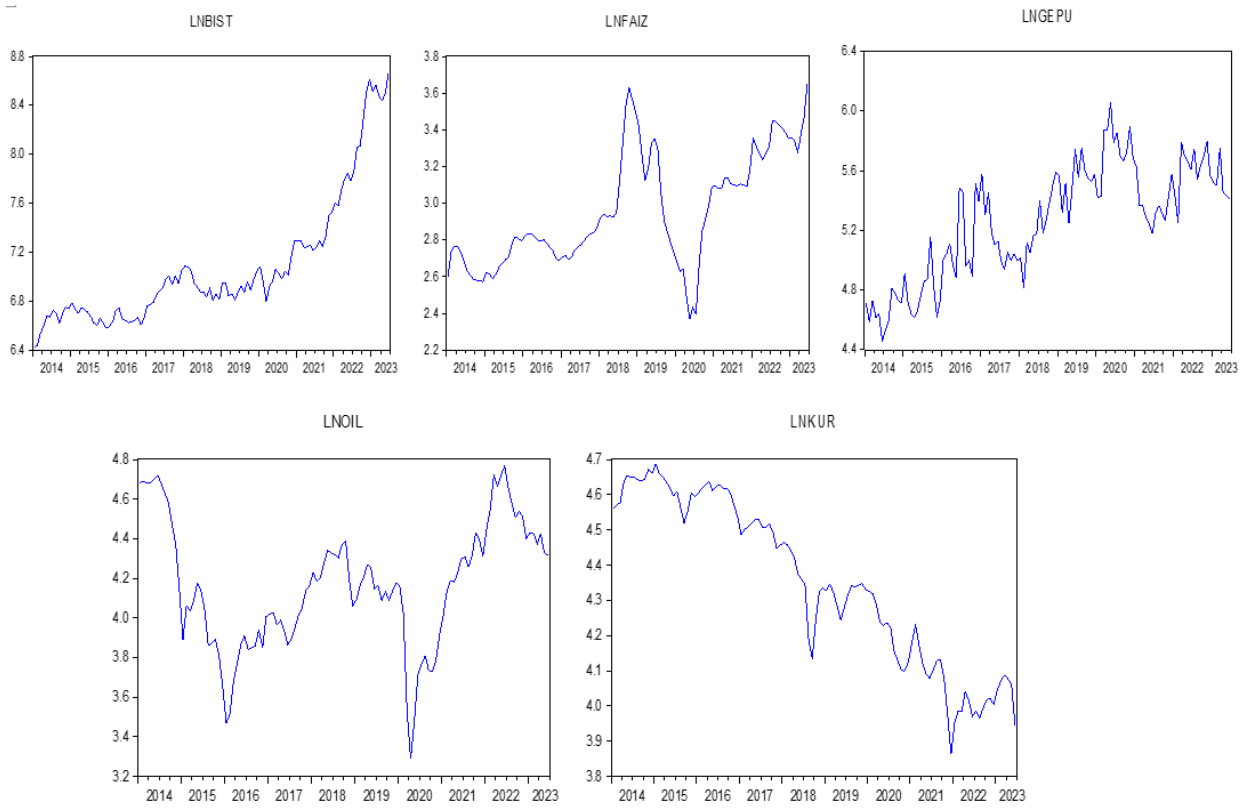
3. Veri Seti ve Metodoloji

Çalışmada, küresel ekonomik politika belirsizliği altında petrol fiyatlarındaki şokların hisse senedi getirileri üzerindeki etkileri Türkiye örneğinde, verilerin elde edilebilirliği kriteri dikkate alınarak, 2014:01-2023:06 dönemine ait aylık veriler kullanılarak incelenmiştir. Çalışma kapsamında oluşturulan ekonometrik modele bağımsız değişken olarak küresel ekonomik politika belirsizliği endeksi ve Brent ham petrolün küresel fiyatı (varil başına ABD Doları) dahil edilmiştir. Küresel ekonomik politika belirsizliği endeksi, 21 ülke (Avustralya, Brezilya, Kanada, Şili, Çin, Kolombiya, Fransa, Almanya, Yunanistan, Hindistan, İrlanda, İtalya, Japonya, Meksika, Hollanda, Rusya, Güney Kore, İspanya, İsveç, Birleşik Krallık ve ABD) için ulusal ekonomik politika belirsizliği endekslerinin GSYİH ağırlıklı ortalaması alınarak aylık olarak hesaplanmaktadır. Her bir ulusal ekonomik politika belirsizliği endeksi ise her ülkeye ait gazete makalelerinin ekonomi, politika ve belirsizlik terimlerini göreceli içerme sıklığını yansıtmaktadır. Bağımlı değişken olarak ise BIST-100 Getiri Endeksi (kapanış fiyatlarına göre) kullanılmıştır. TÜFE bazlı reel efektif döviz kuru (2003=100) ve faiz oranı (tüketici kredisi üzerinden alınan) ise kontrol değişkenleri olarak modele eklenmiştir. Analizde kullanılan getiri endeksi, kur ve faiz değişkenleri TCMB EVDS (Elektronik Veri Dağıtım Sistemi); küresel ekonomik politika belirsizliği ve petrol fiyatlarına ait veriler FRED (Federal Reserve Bank) veri tabanlarından elde edilmiştir. Analize dahil edilen bütün değişkenlerin logaritmik formları kullanılmıştır.

Tablo 1: Tanımlayıcı İstatistikler

	<i>LNBIST</i>	<i>LNFAIZ</i>	<i>LNGEPU</i>	<i>LNOIL</i>	<i>LNKUR</i>
Ortalama	7.081981	2.952592	5.260759	4.163214	4.350293
Maksimum	8.658538	3.652215	6.058828	4.768077	4.687671
Minimum	6.426650	2.368560	4.457651	3.290215	3.863043
Standart Hata	0.535135	0.305379	0.381115	0.317702	0.236037
Çarpıklık	1.581178	0.418336	-0.224430	-0.135847	-0.227020
Basıklık	4.698113	2.141768	2.037958	2.664662	1.684319
Gözlem Sayısı	114	114	114	114	114

Tablo 1’de ön bilgi sunması amacıyla analizde kullanılan değişkenlere ait tanımlayıcı istatistiklere özet şekilde yer verilmiştir. Buna göre, en yüksek ortalama (7.081), maksimum (8.658) ve minimum (6.426) değere sahip olan değişken *LNBIST* iken; *LNFAIZ* ise en düşük ortalama (2.952), maksimum (3.652) ve minimum (2.368) değere sahip değişkendir. Standart hata açısından en yüksek değere *LNBIST* (0.535), en düşük değere ise *LNKUR* (0.236) değişkeni sahiptir. Analizde kullanılan değişkenlere ait logaritmik değerlerin zaman içindeki değişimi ise Grafik 1 aracılığıyla gösterilmektedir.

Grafik 1. Değişkenlere Ait Zaman Serisi Grafikleri (2014:01-2023:06)

Bu çalışmada, küresel ekonomik politika belirsizliği altında petrol fiyatlarındaki şokların hisse senedi getirileri üzerindeki etkilerini tespit edebilmek amacıyla SVAR analizine ilişkin ekonometrik metodoloji takip edilmiştir. Standart VAR modelleri, birçok içsel değişkenin aynı anda modelde yer aldığı eşzamanlı denklem sistemlerine dayanmaktadır. Etki-tepki fonksiyonu, standart VAR modellerinde değişkenler arasındaki bağlantıları ortaya çıkarmak için önemli bir araç olmasına rağmen, yorumlanmasında bazı engeller bulunmaktadır (Lütkepohl, 2005). Bu modellerde etki-tepki fonksiyonları ve şok terimi yeterince açıklayıcı olmadığından politika incelemeleri için uygun değildir (Cooley & Leroy, 2005). İlk kez Sims (1981-1986), Bernanke (1986), Shapiro & Watson (1988) tarafından standart VAR analizinden yola çıkarak geliştirilen SVAR modelleri, katsayıların tahmin edilmesinden ziyade dışsal şoklar olarak adlandırılan sistemdeki hata terimlerine yoğunlaşan bir teknik olup, makro ekonomik değişkenler arasındaki uzun dönemli dinamik ilişkilerin tespit edilmesinde araştırmacılar tarafından sıklıkla kullanılmaktadır (Güneş vd., 2013).

Standart VAR modeli Eşitlik (1) yardımıyla aşağıda gösterilmektedir:

$$Y_t = B * X_t' + u_t' \quad (1)$$

Yukarıdaki (1) nolu eşitlikte yer alan Y_t terimi içsel değişkenlerin vektörünü (5×1); X_t' içsel değişkenlerin gecikmeli değerini ve u_t' ise hata terimi vektörünü (5×1) temsil etmektedir. İndirgenmiş VAR modellerinde hata terimleri genellikle birbiriyle ilişkili olduğu için belirli bir şokun hata terimleri üzerindeki net etkisini tespit etmek oldukça güçtür. Standart VAR modelinin eksikliğini gidermek için geliştirilen tüm değişkenlerin gecikmeli değerleri ile içsel olarak kullanıldığı SVAR modeli aşağıdaki gibi ifade edilmektedir (Enders, 2010):

$$BY_t = \Gamma_0 + \sum_{i=1}^n \Gamma_i Y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (2)$$

Eşitlik (2)'de yer alan B terimi eş zamanlı matrisi (5x5); Y_t terimi içsel değişkenlerin vektörünü (5x1); Γ_0 sabit terimi; Γ_i otoregresif katsayı matrisini (5x5); ε_t yapısal şok vektörünü (5x1) ve n ise optimal gecikme uzunluğunu göstermektedir. SVAR modelinin matris formu aşağıdaki gibidir:

$$e_t = \begin{bmatrix} e_t^{LNBIST} \\ e_t^{LNFAIZ} \\ e_t^{LNGEPU} \\ e_t^{LLNOIL} \\ e_t^{LNKUR} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \alpha_{11} & 0 & 0 & 0 & 0 \\ \alpha_{21} & \alpha_{22} & 0 & 0 & 0 \\ \alpha_{31} & \alpha_{32} & \alpha_{33} & 0 & 0 \\ \alpha_{41} & \alpha_{42} & \alpha_{43} & \alpha_{44} & 0 \\ \alpha_{51} & \alpha_{52} & \alpha_{53} & \alpha_{54} & \alpha_{55} \end{bmatrix} \chi \begin{bmatrix} e_t^{LNBISTSHOCK} \\ e_t^{LNFAIZSHOCK} \\ e_t^{LNGEPUSHOCK} \\ e_t^{LNOILSHOCK} \\ e_t^{LNKURSHOCK} \end{bmatrix} \quad (3)$$

Eşitlik (3)'e göre, ilk satırdaki değişken ($LNBIST$) modeldeki diğer değişkenlere yanıt vermemekte ancak diğer değişkenleri etkilemektedir. İkinci satırdaki değişken ($LNFAIZ$) ilk değişkene ($LNBIST$) yanıt vermemekte ancak diğer değişkenlere yanıt vermemektedir. Üçüncü satırda yer alan değişken ($LNGEPU$) birinci ve ikinci satırdaki değişkenlere cevap vermemekte, ancak modeldeki diğer değişkenlere yanıt vermemektedir. Dördüncü sıradaki değişken ($LNOIL$) son satırdaki değişken dışındaki tüm değişkenlere cevap vermektedir. Beşinci satırdaki değişken ($LNKUR$) ise modelde yer alan tüm değişkenlere tepki göstermektedir.

4. Ampirik Bulgular

Zaman serisi analizlerinde, sahte regresyon sorunu ile karşılaşmamak için öncelikli olarak analize dahil edilen değişkenlere ait zaman serilerinin durağanlığının sınanması gerekmektedir. Bu kapsamda, ekonometrik analizlerde sıklıkla kullanılan Augmented Dickey Fuller (ADF) ve Philips-Perron (PP) birim kök testlerinden faydalanılarak ilgili serilerin birim kök içerip içermedikleri araştırılmıştır. Tablo 2'de ADF ve PP birim kök testlerine ait sonuçlar yer almaktadır.

Tablo 2: ADF ve PP Birim Kök Testlerine Ait Sonuçlar

Değişkenler/ Birim Kök Testleri	ADF		PP	
	Sabitli	Sabitli+Trendli	Sabitli	Sabitli+Trendli
LNBIST	1.964 (0.99)	0.240 (0.99)	2.390 (1.00)	0.420 (0.99)
LNFAIZ	-1.524 (0.517)	-2.999 (0.137)	-1.028 (0.741)	-1.924 (0.635)
LNOIL	-2.786 (0.06)***	-3.010 (0.134)	-2.279 (0.180)	-2.429 (0.362)
LNKUR	-0.222 (0.931)	-4.848 (0.00)*	0.282 (0.976)	-3.532 (0.04)**
LNGEPU	-2.382 (0.149)	-4.411 (0.00)*	-2.593 (0.09)***	-4.368 (0.00)*
Δ LNBIST	-9.553 (0.00)*	-9.886 (0.00)*	-9.554 (0.00)*	-9.852 (0.00)*
Δ LNFAIZ	-5.635 (0.00)*	-5.668 (0.00)*	-5.356 (0.00)*	-5.369 (0.00)*
Δ LNOIL	-7.383 (0.00)*	-7.412 (0.00)*	-7.034 (0.00)*	-6.991 (0.00)*
Δ LNKUR	-8.262 (0.00)*	-8.271 (0.00)*	-6.939 (0.00)*	-7.039 (0.00)*
Δ LNGEPU	9.267 (0.00)*	-9.276 (0.00)*	-18.925 (0.00)*	-20.413 (0.00)*

Not: *, ** ve *** sırasıyla; %1, %5 ve %10 düzeyinde anlamlılığı göstermektedir. Δ ise birinci fark işlemcisi temsil etmektedir. Gecikme uzunlukları Schwarz Bilgi Kriterine (SIC) göre otomatik olarak belirlenmiştir.

Tablo 2'de yer alan ADF birim kök testi sonuçlarına göre, $LNBIST$ ve $LNFAIZ$ değişkenlerine ait seriler hem sabitli hem de sabitli ve trendli modellerde düzeyde birim kök içermektedir. $LNOIL$

değişkenine ait seri sabitli modele göre %10 seviyesinde durağan iken, sabitli ve trendli modelde ise birim kök içermektedir. *LNGEPU* değişkeni açısından ise sabitli ve trendli modelde durağanlık özelliği sergilerken sabitli modele göre birim kök içermektedir. Diğer taraftan, PP birim kök testi sonuçları *LNKUR* değişkeni (sabitli ve trendli model) hariç, diğer tüm değişkenlerin düzeyde durağan olmadığına işaret etmektedir. Görüldüğü üzere, ADF ve PP birim kök testlerinin sonuçları serilerin düzeyde durağan olduklarına dair net ve tutarlı sonuçlar vermemektedir. Dolayısıyla, “*seriler durağan değildir*” şeklindeki H_0 hipotezi reddedilememektedir. Serilerin birinci farkları alınarak birim kök testleri yeniden uygulandığında, bütün değişkenlerin hem sabitli hem de sabitli ve trendli modeller açısından birim kök içermediği yani durağan hale geldiği görülmektedir.

Tablo 3: Otokorelasyon Testi (LM)

<i>Gecikme Uzunluğu</i>	<i>LRE* istatistiği</i>	<i>df</i>	<i>p-değeri</i>
1	11.793	25	0.98
2	45.493	50	0.65
3	71.843	75	0.58
4	93.598	100	0.67

Not: Optimal gecikme uzunluğu Akaike Bilgi Kriterine (AIC) göre belirlenmiştir.

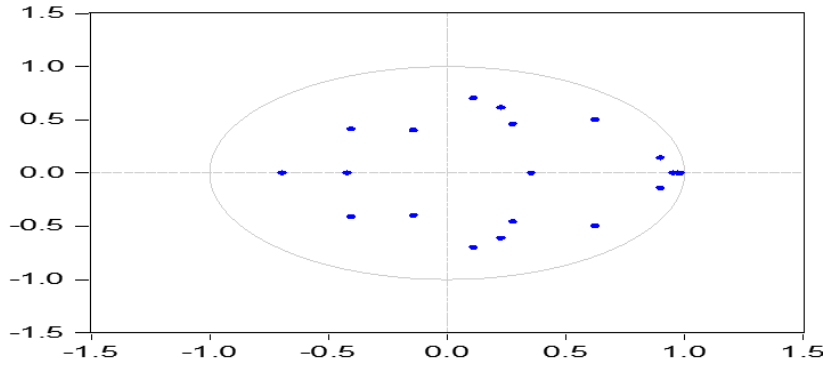
Tablo 3'te hata terimleri arasında otokorelasyon sorunu olup olmadığını sınamak amacıyla gerçekleştirilen Langrage Multiplier (LM) testi ile ilgili sonuçlar yer almaktadır. Buna göre, LRE test istatistiğine ait olasılık değerleri (p-değeri) %5 anlamlılık düzeyinden büyük olduğu için “*Ho: Hata terimleri arasında otokorelasyon yoktur*” şeklinde kurulan sıfır hipotezi reddedilememiştir. Başka bir deyişle, SVAR analizi kapsamında oluşturulan modelde otokorelasyon sorunu bulunmamaktadır.

Tablo 4: Değişen Varyans ve Normallik Testleri

<i>Joint Testi</i>			<i>Joint Testi</i>		
<i>Ki-kare</i>	<i>df</i>	<i>p-değeri</i>	<i>Jarque-Bera</i>	<i>df</i>	<i>p-değeri</i>
631.431	600	0.18	109.556	10	0.00*

*Not: *, %1 düzeyinde anlamlılığı göstermektedir.*

Tablo 4'te White testi ile Jarque-Bera normallik testine ait ampirik bulgular sunulmuştur. Tabloya göre, White testine ait olasılık değeri %5 anlamlılık düzeyinden büyük olduğu için ($0.18 > 0.05$) “*Ho: Değişen varyans sorunu yoktur*” şeklinde kurulan sıfır hipotezi reddedilememiştir. Bununla birlikte, Jarque-Bera normallik testine ait sonuçlar hata terimlerinin normal dağılıma sahip olduğunu göstermektedir ($0.00 < 0.05$). Tablo 3 ve Tablo 4'te yer alan tanısal test sonuçları; modelde otokorelasyon ve değişen varyans sorunlarının olmadığına, hata terimlerini normal dağılıma sahip olduğuna ve böylece model spesifikasyonunun uygun olduğuna işaret etmektedir.

Şekil 2. AR Karakteristik Polinomunun Ters Kökleri

Glaister (1984)'e göre, etki-tepki analizinin geçerliliği SVAR modellerinde istikrar koşulunun sağlanmasına bağlıdır. Şekil 2, karakteristik AR polinomunun ters köklerinin dağılımını göstermektedir. Şekle göre, tüm köklerin 1'den küçük modüle sahip olması nedeniyle tahmin edilen model istikrarlıdır.

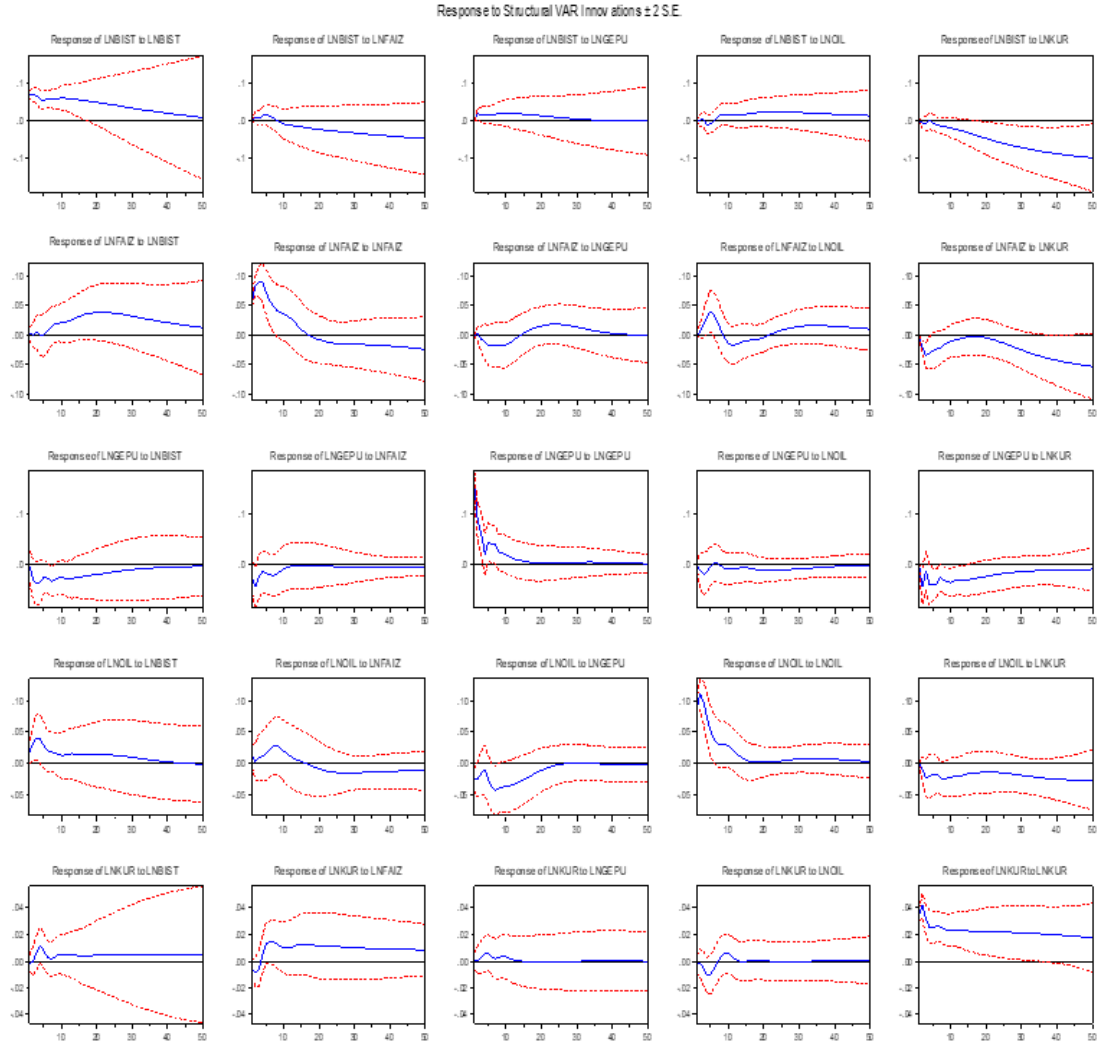
Tablo 5: SVAR Modeli Uzun Dönem Çarpan Matrisi

	<i>LNBIST</i>	<i>LNFAIZ</i>	<i>LNGEPU</i>	<i>LNOIL</i>	<i>LNKUR</i>
<i>LNBIST</i>	-0.0331 (0.66)	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
<i>LNFAIZ</i>	0.0332 (0.88)	-0.1357 (0.35)	0.0000	0.0000	0.0000
<i>LNGEPU</i>	-0.2484 (0.03)**	0.0932 (0.10)	0.0265 (0.47)	0.0000	0.0000
<i>LNOIL</i>	0.0134 (0.77)	0.1622 (0.00)*	0.0701 (0.00)*	0.1633 (0.00)*	0.0000
<i>LNKUR</i>	0.4070 (0.13)	0.0045 (0.82)	0.0566 (0.00)*	0.0867 (0.00)*	0.0339 (0.00)*

Not: * ve ** sırasıyla; %1 ve %5 düzeyinde anlamlılığı temsil etmektedir.

Tablo 5, uzun dönem SVAR modeline ait tahmin sonuçlarını göstermektedir. SVAR analizi kapsamında, uzun dönem için elde edilen çarpan matrisindeki katsayılar yorumlanamamaktadır, ancak katsayıların işaretlerinden hareket ederek etki-tepki fonksiyonları için ön bilgi edinilebilmektedir. Tabloya göre, *LNFAIZ* değişkeni ile *LNGEPU* ve *LNBIST* değişkenleri arasındaki ilişkinin yönü pozitifdir, ancak katsayılar istatistiki olarak anlamsızdır. *LNGEPU* ile *LNOIL* arasında ise negatif yönlü bir ilişki söz konusudur ve ilgili katsayı istatistiki olarak anlamlıdır. *LNOIL* değişkeni ile *LNBIST*, *LNFAIZ* ve *LNGEPU* değişkenleri arasındaki ilişkinin yönü pozitif olmasına rağmen, sadece *LNFAIZ* ve *LNGEPU* değişkenlerine ait katsayılar istatistiki olarak anlamlıdır. *LNKUR* ile *LNGEPU* değişkenleri ve *LNKUR* ile *LNOIL* değişkenleri arasında pozitif yönlü ve istatistiki olarak anlamlı bir ilişki vardır. *LNKUR* ile *LNBIST* değişkenleri ve *LNKUR* ile *LNFAIZ* değişkenleri arasındaki ilişkinin yönü pozitifdir, ancak katsayılar istatistiki olarak anlamsızdır.

Şekil 3. SVAR Modeli Etki-Tepki Fonksiyonları



Şekil 3'te uzun dönem SVAR modeline ait etki-tepki fonksiyonları gösterilmekte olup, bu fonksiyonların elde edilmesinde "Cholesky Ayrıştırma" tekniğinde değişkenlerin sıralamaya hassasiyetlerinin yüksek olması nedeniyle "Yapısal Ayrıştırma" metodu tercih edilmiştir (Güneş vd., 2013). Buna göre, şeklin ilk sırasında yer alan etki-tepki fonksiyonları; LNFAIZ, LNGEPU, LNOIL ve LNKUR değişkenlerinde meydana gelen şoklara analiz edilen periyot boyunca LNBIST değişkeninin verdiği tepkileri göstermektedir. Faiz oranında meydana şoklara BIST getiri endeksinin tepkisi yaklaşık ilk 10 dönem boyunca pozitif iken, 11. dönemden itibaren negatife dönmekte ve kalan dönemler boyunca devam etmektedir. Başka bir ifadeyle, 11. dönemden sonra faiz oranlarındaki artışlar beklenen nakit akışlarının bugünkü değerini azalttığı için teorik beklentilere uygun şekilde getiri oranlarının azalmasına yol açmıştır (Huang vd., 2016; Cıvırcı & Akkoç, 2021). Küresel ekonomik politika belirsizliği şoklarına BIST getiri endeksi ilk 30 dönem boyunca pozitif tepki vermekte olup, söz konusu etki sonrasında dönem sonuna kadar sıfırlanmaktadır. Yani, son 20 dönemlik periyotta küresel ekonomik politika belirsizliğinde meydana gelen şokların etkisi ortadan kalkmıştır. BIST getiri endeksinde ait seri 30. dönemden sonra kendi ortalamasına dönerek uzun dönem denge değerine ulaşmıştır. Bu sonuçlar, Türkiye'de hisse senedi piyasalarının küresel ekonomik politika belirsizliğinden etkilenme düzeyinin zamana bağlı olarak azaldığını göstermekte

olup, Chang vd. (2015) ile Xiong vd. (2018) tarafından yapılan çalışmalardan elde edilen bulgular ile tutarlıdır. Petrol fiyatlarındaki şoklara karşı BIST getiri endeksi ilk beş dönem tepki vermezken, altıncı dönemden itibaren tepkisi iki dönem boyunca tepki negatif olmuştur. Ancak devam eden dönem boyunca petrol fiyatlarındaki şoklara karşı BIST değişkeninin gösterdiği tepki düşük düzeyde ve pozitif kalmıştır. Türkiye’de analiz dönemi boyunca petrol fiyatlarında meydana gelen artışlara hisse senedi getirilerinin gösterdiği tepkilerin teorik beklentilerin (Choudhri & Hakura, 2006; Huang vd., 2016; Gao vd., 2019) tersine pozitif olmasının muhtemel sebebi, Merkez Bankası tarafından faiz oranlarının artan enflasyon oranları ve yükseliş trendini devam ettiren döviz kuru kadar yükselmesine izin verilmemesi olarak değerlendirilebilir. Nitekim, faiz oranlarında beklenen artış gerçekleşmediğinde hisse senedi getirilerinde beklenen düşüş görülmeyebilir. Son olarak, reel döviz kurundaki şoklara BIST getiri endeksinin tepkisi yaklaşık ilk beş dönem boyunca sıfıra yakın seyir izlemiş ve devam eden dönemlerde artan şekilde negatif tepki söz konusu olmuştur. Ulaşılan sonuçlar, Türkiye için yapılan çalışmaların (İltaş & Demirgüneş, 2020; Yıldırım vd., 2021) ulaştığı bulgular ile uyumludur. Nitekim, Türkiye ekonomisinin ara ve yatırım malları açısından dışa bağımlı olması sebebiyle kurlarda meydana artışlar maliyetleri ve dolayısıyla iç fiyatları yükseltmektedir. Kurların geçiş etkisi olarak adlandırılan bu durum, ekonomide enflasyonist baskıyı artırmakta ve hisse senedi piyasasını olumsuz yönde etkilemektedir. Ancak teorik beklenti, kurlardaki yükselişin küresel rekabet gücünü ve dış ticaret bilançosunu olumlu etkilemesi sonucu reel gelirleri artan firmaların hisse senedi fiyatlarının artması şeklindedir (Dornbusch & Fisher, 1980). Kurlardaki yükseliş Türkiye’de bir yandan ihracata ivme kazandırarak firmaların gelirini yükseltmekte ancak diğer taraftan da kurların geçiş etkisi sebebiyle enflasyonist baskıyı artırmak suretiyle hisse senedi piyasalarını olumsuz yönde etkilemektedir. Net etki ise olumlu ve olumsuz etkiler arasındaki büyüklüğe bağlı olarak değişecektir. Türkiye ekonomisindeki genel eğilimin “ithalatın artış hızının ihracatın artış hızından daha yüksek olması ve böylece artan cari açık sorununun kronikleşmesi” şeklinde seyretmesi olumsuz etkinin geçerli olduğuna işaret etmektedir.

İkinci sıradaki fonksiyonlar; LNFAIZ değişkeninin analize dahil edilen diğer değişkenlerde meydana gelen şoklara karşı tepkisini göstermektedir. BIST getiri endeksinde meydana gelen şoklara faiz oranının tepkisi sıfıra yakındır. Altıncı dönemden itibaren 20. döneme kadar ise pozitif, 25. döneme kadar ise maksimum düzeyde seyreden söz konusu etki bu dönemden sonra azalan şekilde devam etmiştir. Diğer taraftan, küresel ekonomik politika belirsizliğindeki şoklara karşı faiz oranının tepkisi ilk 15 dönem boyunca yaklaşık olarak “U”, izleyen dönemden sonra 40. döneme kadar ise ters-U şeklindedir. Bu dönemden sonra ise ilgili seri uzun dönem denge değerine yaklaşarak kendi ortalamasına dönmüştür. Faiz oranının petrol fiyatlarındaki şoklara tepkisi ise 23. döneme kadar değişkenlik göstermiş olup, sonraki dönemlerde pozitif düzeyde sürmüştür. Örneğin; beşinci döneme kadar artan ve bu dönemde maksimuma ulaşan pozitif tepki, altıncı dönemden itibaren azalma eğilimi göstererek onuncu dönemde sıfır değerine ulaşmıştır. 23. döneme kadar negatif seyreden bu tepkinin yönü 24. dönemden itibaren pozitif dönerak devam eden dönem boyunca düşük düzeyde kalmıştır. Reel döviz kurundaki şoklara faiz oranının gösterdiği tepki ise 20.dönem hariç negatiftir.

Üçüncü sıradaki etki-tepki fonksiyonları; LNGEPU değişkenine modeldeki diğer değişkenlerin gösterdiği reaksiyonu temsil etmektedir. Buna göre, BIST getiri endeksindeki şoklara küresel ekonomik politika belirsizliğinin tepkisi dönem boyunca negatif seyretmiş, ancak 40.dönemden itibaren negatif tepki azalarak uzun dönem denge değerine yakınsamaya başlamıştır. Benzer şekilde, faiz oranlarındaki şoklara küresel ekonomik politika belirsizliğinin tepkisi yaklaşık olarak 12. döneme kadar negatif olsa da kalan dönem boyunca ilgili seri ortalama değerine yakınsama eğilimi

sergileyerek uzun dönem denge değerine yaklaşmıştır. Petrol fiyatlarındaki şoklara ilgili değişkenin tepkisi 40. döneme kadar genellikle düşük düzeyde ve negatif olarak gerçekleşirken, 41. dönemden itibaren sıfır değerini almıştır. Reel döviz kurundaki şoklara küresel ekonomik politika belirsizliğinin tepkisi ise dönem boyunca düşük düzeyde ve negatif seyretmiştir.

Dördüncü sıradaki etki-tepki fonksiyonları, petrol fiyatlarının analizdeki değişkenlerdeki şoklara verdiği tepkiyi göstermektedir. BIST getiri endeksindeki şoklara karşı petrol fiyatlarının tepkisi beşinci döneme kadar artan eğilim sergiledikten ve bu dönemde maksimum değere ulaştıktan sonra 45.döneme kadar azalan bir eğilimi takip etmiştir. Son beş dönem boyunca ise uzun dönem denge değerine ulaşmıştır. Faiz oranlarındaki şoklara karşı petrol fiyatlarının tepkisi 15. döneme kadar pozitif iken, geriye kalan dönem boyunca negatif olmuştur. Küresel ekonomik politika belirsizliğindeki şoklara petrol fiyatlarının tepkisi 25. döneme kadar negatif iken, bu dönemden sonra uzun dönem denge değerine yakınsayarak sıfırlanmıştır. Reel döviz kurundaki değişimlere petrol fiyatlarının tepkisi ise dönem boyunca negatif kalmıştır.

Şekil 3'te en alt sırada yer alan etki-tepki fonksiyonları; reel döviz kurunun modelde yer alan değişkenlere gösterdiği tepkiyi temsil etmektedir. Buna göre; BIST getiri endeksindeki şoklara karşı reel döviz kuru serisinin tepkisi dönem boyunca negatiftir. Benzer şekilde, faiz oranlarındaki şoklara karşı ilgili değişkenin tepkisi ilk dört dönem hariç pozitif olmuştur. Diğer taraftan, küresel ekonomik politika belirsizliğindeki şoklara reel döviz kurunun tepkisi 15. döneme kadar pozitif iken, devam eden dönemlerde sıfır değerini almış ve ilgili seri uzun dönem denge değerine ulaşmıştır. Petrol fiyatlarındaki şoklara karşı reel döviz kurunun gösterdiği tepki ise 12. döneme kadar değişkenlik gösterse de ilgili dönemden sonra sıfır değerine ulaşarak uzun dönem denge değerine yakınsamıştır.

Tablo 6: Varyans Ayrıştırma Sonuçları

<i>LNBIST</i>						
<i>Dönem</i>	<i>Standart Hata</i>	<i>Şok 1 (LNBIST)</i>	<i>Şok 2 (LNFAIZ)</i>	<i>Şok 3 (LNGEPU)</i>	<i>Şok 4 (LNOIL)</i>	<i>Şok 5 (LNKUR)</i>
1	0.070125	100.0000	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000
2	0.100427	95.64324	0.714502	3.185508	0.036098	0.420650
3	0.121761	94.58135	0.842744	3.844633	0.134542	0.596732
4	0.136383	92.74886	1.671185	4.370972	0.730761	0.478217
5	0.148789	91.22003	2.627457	4.774626	0.876776	0.501113
6	0.161168	90.48010	2.793288	5.106761	0.751120	0.868733
7	0.173334	89.52546	2.650957	5.446655	1.014307	1.362619
8	0.185306	88.25652	2.332454	5.899475	1.684651	1.826901
9	0.197165	87.04855	2.105029	6.273077	2.269853	2.303487
10	0.208799	85.93641	2.033938	6.571555	2.639355	2.818745
11	0.220042	84.92596	2.074895	6.727117	2.840111	3.431915
12	0.230716	83.94120	2.162976	6.802094	2.952007	4.141726
13	0.240870	82.87387	2.273410	6.825077	3.057213	4.970434
14	0.250694	81.64736	2.411232	6.815158	3.205842	5.920413
15	0.260379	80.22871	2.585097	6.768073	3.422813	6.995311
16	0.270059	78.62516	2.802543	6.685451	3.703078	8.183766
17	0.279778	76.87776	3.064053	6.567899	4.017428	9.472860
18	0.289504	75.03784	3.362286	6.421261	4.332114	10.84650
19	0.299187	73.14634	3.685213	6.249576	4.622773	12.29610
20	0.308797	71.22695	4.019470	6.058661	4.878913	13.81601
21	0.318336	69.28807	4.354746	5.853880	5.101024	15.40227
22	0.327825	67.33203	4.685849	5.640526	5.294460	17.04714
23	0.337295	65.36111	5.011894	5.422668	5.464488	18.73984
24	0.346774	63.38091	5.334256	5.203645	5.613717	20.46748
25	0.356282	61.40010	5.654599	4.986079	5.741971	22.21725
26	0.365830	59.42921	5.973837	4.772202	5.847639	23.97711
27	0.375421	57.47861	6.291935	4.563802	5.929175	25.73647
28	0.385051	55.55728	6.608155	4.362278	5.986082	27.48621
29	0.394720	53.67209	6.921496	4.168614	6.019183	29.21862
30	0.404427	51.82810	7.231098	3.983438	6.030376	30.92699
31	0.414172	50.02900	7.536466	3.807061	6.022123	32.60535
32	0.423959	48.27764	7.837472	3.639557	5.996976	34.24836
33	0.433787	46.57632	8.134195	3.480818	5.957267	35.85140
34	0.443657	44.92694	8.426739	3.330624	5.905013	37.41068
35	0.453567	43.33096	8.715093	3.188672	5.841962	38.92331
36	0.463515	41.78938	8.999087	3.054613	5.769675	40.38724
37	0.473496	40.30274	9.278410	2.928067	5.689602	41.80119
38	0.483506	38.87109	9.552667	2.808640	5.603111	43.16449
39	0.493542	37.49412	9.821448	2.695931	5.511485	44.47702
40	0.503599	36.17118	10.08437	2.589544	5.415899	45.73901
41	0.513674	34.90138	10.34109	2.489093	5.317401	46.95104
42	0.523761	33.68363	10.59132	2.394211	5.216898	48.11394
43	0.533857	32.51673	10.83480	2.304550	5.115157	49.22876
44	0.543956	31.39935	11.07132	2.219783	5.012824	50.29672
45	0.554055	30.33008	11.30068	2.139604	4.910438	51.31920
46	0.564149	29.30744	11.52270	2.063728	4.808452	52.29768
47	0.574232	28.32992	11.73726	1.991887	4.707242	53.23369
48	0.584301	27.39597	11.94425	1.923833	4.607124	54.12882
49	0.594350	26.50402	12.14364	1.859335	4.508359	54.98465
50	0.604374	25.65250	12.33541	1.798175	4.411158	55.80275

SVAR analizi kapsamında; küresel ekonomik politika belirsizliği, petrol fiyatları, faiz oranları ve reel döviz kurunun BIST getiri endeksi üzerindeki etkileri varyans ayrıştırma yöntemi ile tespit edilerek Tablo 6 aracılığıyla sunulmuştur. Tabloya göre; ilk periyotta BIST getiri endeksindeki değişimlerin tamamı kendi şokları tarafından açıklanırken diğer değişkenlerdeki şokların etkisi sıfırdır ve dönem sonunda söz konusu oran yaklaşık %25'e düşmüştür. Küresel politika belirsizliğinde meydana gelen şoklar, BIST getiri endeksindeki değişimlerin 2. ve 3. dönemlerde yaklaşık %3'ünü açıklarken, bazı dönemlerde denge değerinin etrafında seyir izlemiş ve değişim oranı aynı kalmaya

devam etmiştir. Örneğin; 9. ve 20. dönemler arasında küresel ekonomik politika belirsizliğinin getiri endeksindeki değişimleri açıklama oranı %6 civarında seyretmiştir. Ancak, 20. dönemden sonra söz konusu değişkenin getiri endeksindeki değişimleri açıklama gücü dönemler itibariyle azalmaya başlamış ve son dönemde ise %1.79 değerini almıştır. Bu durum, Türkiye’de ele alınan dönemde hisse senedi piyasaları üzerinde dış şokların etkisinin zamanla azaldığına işaret etmektedir. Benzer durum, petrol fiyatındaki şokların hisse senedi piyasaları üzerindeki etkileri için de geçerlidir. Nitekim, BIST getiri endeksindeki değişimlerin çok küçük bir kısmı (%0.03) ikinci dönemde petrol fiyatlarındaki şoklar tarafından açıklanmıştır. Söz konusu oran 31. döneme kadar artarak devam etmiş ve yaklaşık %6 düzeyine ulaşmış ve devam dönem boyunca azalarak dönem sonunda %4 olarak gerçekleşmiştir. Ancak, petrol fiyatlarındaki şokların açıklama gücü 32. ve 44. dönemler arasında %5 civarında dalgalanmıştır.

BIST getiri endeksindeki değişimlerin ikinci dönemde %0.71’i faiz oranları ile açıklanmaktadır. Bu oran beşinci döneme kadar artarak devam etmiş ve beşinci dönemden 16. döneme kadar yaklaşık %2 civarında seyretmiştir. Tablodaki sonuçlar, devam eden periyotlar boyunca getiri endeksindeki değişimlerin giderek daha fazla kısmının faiz oranları tarafından açıklandığını göstermektedir. 50. döneme ulaşıldığında ise getiri endeksindeki değişimlerin %12.3’ünün faiz oranları tarafından açıklandığı görülmektedir. Reel döviz kurundaki şokların etkisi ise ikinci dönemde %0.42 iken, dönem boyunca artarak 50. dönemin sonunda %55.8’e ulaşmıştır. Başka bir deyişle, BIST getiri endeksindeki değişimlerin başlangıçta küçük bir kısmı reel döviz kuru tarafından açıklanırken dönem sonunda değişimlerin neredeyse yarısını açıklar hale gelmiştir. Bu sonuçlar, Türkiye’de hisse senedi piyasalarının küresel ekonomik politika belirsizliği ve petrol fiyatı şoklarından ziyade artan oranda faiz oranları ve döviz kurlarındaki şoklardan daha fazla etkilendiğini ortaya koymaktadır. Gelişmekte olan ve kırılğan ekonomiler arasında yer alan Türkiye’nin ekonomik göstergelerinin pozitif ve/veya negatif dış şoklardan etkilenmesi hem teorik beklentilerle hem de çeşitli ülke deneyimleri ile uyumluluk göstermektedir. Diğer taraftan, özellikle hisse senedi piyasalarının faiz oranları ve kurlardaki değişimlerden daha fazla etkilenmesi ise büyük oranda ekonominin yapısal sorunları (ithalatta dışa bağımlılık, ulusal paranın aşırı değer kaybetmesi, düşük faiz oranları, düşük yabancı sermaye girişleri, yüksek teknoloji ürünlerin ihracatında düşük rekabet gücü vb.) ile ilgilidir.

5. Sonuç ve Tartışma

Ekonomik politika belirsizliğinin ekonominin tamamını etkileme gücüne sahip olması, bu olgunun özellikle 2008 Küresel Krizinden sonra yeniden tartışılmasına yol açmıştır. Diğer taraftan, petrolün tarih boyunca ekonomilerin gelişim sürecindeki kilit önemi 2000’li yılların başından itibaren bilgi ve iletişim teknolojilerinin hızla gelişmesi ve küreselleşmenin yaygınlaşmasıyla birlikte daha da artmış ve reel piyasaların yanı sıra finansal piyasalarda da petrol fiyatlarındaki dalgalanmaların etkileri şiddetli şekilde hissedilmeye başlanmıştır. Küresel ekonomik politika belirsizliğinin artması petrol fiyatlarının aşırı şekilde dalgalanmasına yol açmaktadır. Ancak bu etkileşim tek yönlü değildir, petrol fiyatındaki ani ve şiddetli dalgalanmalar da belirsizlik ortamına zemin hazırlayarak riskleri artırabilmektedir. Yüksek risk primleri ise getiri oranlarında düşüş şeklinde hisse senedi piyasalarına yansımaktadır. Petrol fiyatı şokları ise hem reel hem de finansal piyasalar üzerinde önemli etkiler oluşturmaktadır. Belirsizliklerin yol açtığı petrol fiyatı şokları, petrolün üretim sürecinde girdi olarak kullanılması sebebiyle üretim maliyetlerini artırmakta ve firma karları ile nakit akışlarında azalmaya yol açmaktadır. Artan maliyetler, enflasyonist baskı yaratarak fiyatlar genel seviyesinin yükselmesine

yol açar. Merkez bankalarının müdahalesi sonucunda faiz oranlarının yükselmesi ile birlikte hisse senedine olan talep azalır ve nihayet süreç sonucunda hisse senedi getirileri düşer. Görüldüğü üzere, küresel ekonomik politika belirsizliğinin ve petrol fiyatı şoklarının hisse senedi getirileri üzerinde olumsuz etkileri söz konusudur.

Küresel belirsizlikler ile birlikte petrol fiyatı şoklarından tüm ülkeler farklı şekillerde de olsa etkilenmekle birlikte, özellikle Türkiye gibi gelişmekte olan, ekonomileri kırılgan olarak adlandırılan ve net enerji ithalatçısı ülkelerin daha yoğun şekilde etkilendikleri şeklindeki temel argüman hem teorik olarak genel kabul görmekte hem de ülke deneyimleri bu teorik argümanı çoğunlukla desteklemektedir. Literatürde belirsizliklerin ve petrol fiyatı şoklarının makroekonomik değişkenler üzerindeki etkilerini açıklayan çok sayıda çalışma olmasına rağmen, Türkiye’de söz konusu ilişkileri araştıran çok sınırlı sayıda çalışma olması bu çalışmanın temel hareket noktasını oluşturmuştur. Dolayısıyla, bu çalışmada küresel ekonomik politika belirsizlikleri, petrol fiyatı şokları ve hisse senedi getirileri arasındaki ilişkiler Türkiye’nin 2014:01-2023:06 dönemine ait veriler kullanılarak SVAR analizi yardımıyla araştırılmıştır.

Ekonometrik analiz kapsamında öncelikle, küresel ekonomik politika belirsizliği endeksi, Brent ham petrolün küresel fiyatı, BIST-100 Getiri Endeksi, TÜFE bazlı reel efektif döviz kuru ve faiz oranı ile ilgili serilere ADF ve PP birim kök testleri uygulanarak durağan olup olmadıkları araştırılmıştır. Her iki birim kök testinin sonuçları, serilerin birinci farklarında durağan olduklarına dair birbiri ile tutarlı ampirik kanıtlar sağlamıştır. Ardından, VAR modeli oluşturularak hata terimleri arasında otokorelasyon sorunu olup olmadığını belirlemek için yapılan (LM) testi, değişen varyans sorunun tespiti yapılan White testi ile Jarque-Bera normallik testine ait sonuçlar modelin spesifikasyonun uygun şekilde belirlendiğine işaret etmektedir. Bununla birlikte, etki-tepki analizinin geçerliliği için istikrar koşulunun sağlanması gerektiğinden, karakteristik AR polinomunun ters köklerinin dağılımı elde edilmiş ve sonuçlar tüm köklerin 1’den küçük modüle sahip olduğunu göstermiştir. Yani SVAR analizi kapsamında tahmin edilen ekonometrik model istikrarlıdır.

SVAR analizinin gerçekleştirilmesi için ön koşulların sağlanmasının ardından, etki-tepki analizinden önce değişkenlerin işaretlerinin yorumlanabilmesi için modele ait uzun dönem çarpan matrisi elde edilmiştir. Buna göre, küresel ekonomik politika belirsizliği ve BIST getiri endeksi arasındaki ilişkilerde ise negatif yönlü bir ilişki vardır. Bu sonuçlar hem teorik beklentilerle hem de literatürde Sum vd. (2012), Ko & Lee (2015), Demir & Ersan (2016), Guo vd. (2018), Hoque & Zaidi (2020) ile Saka-İlgın (2022) tarafından yapılan çalışmaların ulaştığı ampirik sonuçlar ile büyük oranda tutarlıdır. Petrol fiyatı değişkeni ile BIST getiri endeksi arasında ise pozitif yönlü ilişki vardır. Ulaşılan bu sonuçlar ise değişkenler arasındaki ilişkinin varlığını doğrulasa da ilişkinin yönü teorik beklentiler ile örtüşmemektedir. SVAR analizi kapsamında yapısal ayrıştırma tekniği kullanılarak gerçekleştirilen etki-tepki analizinden elde edilen bulgulara göre; küresel ekonomik politika belirsizliği şoklarına BIST getiri endeksi ilk 30 dönem boyunca pozitif tepki verirken, geriye kalan dönemde şokların etkisi ortadan kalkmıştır. Diğer taraftan, petrol fiyatlarındaki şoklara karşı BIST getiri endeksinin tepkisi ise dönem başlarında heterojen iken sonraki dönemlerde söz konusu tepki düşük düzeyde ve pozitif düzeyde seyretmiştir. Etki-tepki fonksiyonlarının elde edilmesinden sonra gerçekleştirilen varyans ayrıştırma analizinin sonuçlarına göre; BIST getiri endeksinde meydana gelen değişimlerin dönem sonunda %1,79’u küresel ekonomik politika belirsizliğinde meydana gelen şoklar, %4’ü petrol fiyatlarındaki şoklar, %12,3’ü faiz oranları ve %55,8’i ise reel döviz kurunda meydana gelen değişimler tarafından açıklanmaktadır. Bu sonuçlar, Türkiye’de BIST getiri endeksinde meydana gelen değişimlerin en fazla döviz kuru tarafından meydana gelen şoklar

tarafından açıklandığını göstermektedir. Bu sonuçlar, Toparlı vd. (2019) tarafından elde edilen ampirik bulgularla tutarlıdır. Küresel ekonomik politika belirsizliği ve petrol fiyatı şoklarının etkisinin ise nispeten daha düşük olduğu sonucuna varılabilir.

Bu çalışmanın ulaştığı temel ampirik bulgular ışığında, Türkiye’de BIST hisse senedi getirilerinin küresel ekonomik politika belirsizliği, petrol fiyatı şokları, reel döviz kuru ve faiz oranından etkilendiği ifade edilebilir. Ancak BIST hisse senedi getirilerindeki değişimlerin büyük kısmı reel döviz kuru şokları tarafından açıklanmaktadır. Benzer şekilde, faiz oranındaki değişimlerin etkisi de ekonomik politika belirsizliği ve petrol fiyatı şoklarından daha fazladır. Bu doğrultuda, Türkiye’de döviz kuru ve faiz politikasının finansal piyasalar üzerinde önemli derecede etkili olduğu söylenebilir. Ancak bu durum, ekonomik politika belirsizliği ve petrol fiyatı şoklarının hisse senedi piyasaları üzerinde etkili olmadığı anlamına gelmemekle birlikte sadece ilgili periyotta değişkenlerin etki düzeyinin birbirinden farklı olduğunu göstermektedir. Analizleri kapsayan zaman boyutunda Türkiye’de döviz kurunun hızlı bir ivmeyle arttığı ve bu artışın ilerleyen dönemlerde de devam ettiği dikkate alındığında, çalışmanın ulaştığı ampirik sonuçların tutarlı olduğu söylenebilir. İlave olarak, hisse senedi getirilerinin faiz oranlarındaki değişikliklerden büyük oranda etkilenmesi ise teorik beklentilerle uyumlu olup, Türkiye örneğinde diğer göstergelere nispeten daha fazla öneme sahip olması ise döviz kurlarındaki yukarı yönlü hareketlenmeler, ulusal paranın aşırı değer kaybetmesi, yüksek enflasyon ve yatırımcıların spekülasyon kararları başta olmak üzere birbiriyle ilişkili pek çok faktörle açıklanabilir. Ulaşılan bu sonuçlar, finansal piyasalarda yatırım yapan/yapacak olan yatırımcıların/ekonomik aktörlerin belirsizlikler ve petrol fiyatı şokları ile birlikte özellikle döviz kuru ve faiz oranını yakından takip etmeleri gerektiğini göstermektedir. Ayrıca, politika yapıcılar için finansal piyasalarda yatırımcıların davranışlarını etkileyen faktörlerin tespit edilmesi açısından ulaşılan sonuçlar fayda sağlayabilir ve böylece ekonomi politikalarının oluşum sürecinde onlar için yol gösterici olabilir. Bu çalışma veri kısıtı sebebiyle mevcut veriler ve ilgili dönem baz alınarak Türkiye örneği için oluşturulmuştur. Bu alanda araştırma yapacak potansiyel araştırmacılar için ilave kontrol değişkenler eklenerek farklı ekonometrik analizlerle söz konusu değişkenler arasındaki ilişkilerin yeniden araştırılması önerilebilir.

Hakem Değerlendirmesi: Dış bağımsız.

Çıkar Çatışması: Yazar çıkar çatışması beyan etmemiştir.

Finansal Destek: Yazar finansal destek beyan etmemiştir.

Peer Review: Externally peer-reviewed.

Conflict of Interest: Author declared no conflict of interest.

Financial Disclosure: Author declared no financial support.

ORCID:

Fatma ÜNLÜ 0000-0003-1822-9965

KAYNAKLAR / REFERENCES

Abdioğlu, Z., & Değirmenci, N. (2014). Petrol fiyatları-hisse senedi fiyatları ilişkisi: BİST sektörel analiz. *Kafkas Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*, 5(8), 1-24. <https://doi.org/10.18025/kauibf.88612>

- Aimer, N., & Lusta, A. (2022). Asymmetric effects of oil shocks on economic policy uncertainty. *Energy*, 241, 122712. <https://doi.org/10.1016/j.energy.2021.122712>
- Alper, D., & Kara, E. (2017). Borsa İstanbul'da hisse senedi getirilerini etkileyen makroekonomik faktörler: BIST sınai endeksi üzerine bir araştırma. *Süleyman Demirel Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*, 22(3), 713-730.
- Antonakakis, N., Chatziantoniou, I., & Filis, G. (2014). Dynamic spillovers of oil price shocks and economic policy uncertainty. *Energy Economics*, 44, 433-447.
- Apostolakis, G. N., Floros, C., Gkillas, K., & Wohar, M. (2021). Financial stress, economic policy uncertainty, and oil price uncertainty. *Energy Economics*, 104, 105686. <https://doi.org/10.1016/j.eneco.2021.105686>
- Avcı, Ö. B. (2015). Petrol fiyatlarının hisse senedi piyasasına etkisi. *Adnan Menderes Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü Dergisi*, 2(3), 27-34.
- Aydin, M., Pata, U. K., & Inal, V. (2022). Economic policy uncertainty and stock prices in BRIC countries: Evidence from asymmetric frequency domain causality approach. *Applied Economic Analysis*, 30(89), 114-129. <https://doi.org/10.1108/AEA-12-2020-0172>
- Badshah, I., Demirer, R., & Suleman, M. T. (2019). The effect of economic policy uncertainty on stock-commodity correlations and its implications on optimal hedging. *Energy Economics*, 84, 104553. <https://doi.org/10.1016/j.eneco.2019.104553>
- Bernanke, B. S. (1986). Alternative explanations of money-income correlation. *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, 25, 49-100.
- Bernanke, B.S. (1983). Irreversibility, uncertainty, and cyclical investment. *The Quarterly Journal of Economics*, 98(1), 85-106.
- Bildirici, M. E., & Badur, M. M. (2019). The effects of oil and gasoline prices on confidence and stock return of the energy companies for Turkey and the US. *Energy*, 173, 1234-1241. <https://doi.org/10.1016/j.energy.2019.02.137>
- Caporale, G. M., Çatık, A. N., Huyuguzel Kışla, G. S., Helmi, M. H., & Akdeniz, C. (2022). Oil prices and sectoral stock returns in the BRICS-T countries: A time-varying approach. *Resources Policy*, 79, 103044. <https://doi.org/10.1016/j.resourpol.2022.103044>
- CBRT. (2023). Electronic Data Delivery System. <https://evds2.tcmb.gov.tr/> (Accessed 16 September 2023).
- Çetin, H., & Altun, N. (2019). Petrol fiyatlarının ABD ve Birleşik Krallığın borsa getirileri üzerine etkisi. *Maliye Finans Yazıları*, 111, 135-154. <https://doi.org/10.33203/mfy.487762>
- Çevik, N. K., Çevik, E. I., & Dibooglu, S. (2020). Oil prices, stock market returns and volatility spillovers: Evidence from Turkey. *Journal of Policy Modeling*, 42(3), 597-614. <https://doi.org/10.1016/j.jpolmod.2020.01.006>
- Chang, H.-W., Chang, T., Ling, Y. H., & Yang, Y.-L. (2023). Dynamical linkages between the Brent oil price and stock markets in BRICS using quantile connectedness approach. *Finance Research Letters*, 54, 103748. <https://doi.org/10.1016/j.frl.2023.103748>
- Chang, T., Chen, W.-Y., Gupta, R., & Nguyen, D. K. (2015). Are stock prices related to the political uncertainty index in OECD countries? Evidence from the bootstrap panel causality test. *Economic Systems*, 39(2), 288-300. <https://doi.org/10.1016/j.ecosys.2014.10.005>
- Cheikh, N.B., Naceur, S.B., Kanaan, O., & Rault, C. (2021). Investigating the asymmetric impact of oil prices on GCC stock markets. *Economic Modelling*, 102, 105589. <https://doi.org/10.1016/j.econmod.2021.105589>
- Cihangir, Ç. K., & Koçoğlu, Ş. (2022). Oil prices, economic policy uncertainty and stock market returns in oil importing countries: The impact of Covid-19 pandemic. *Hacettepe Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*, 40(1), 144-163. <https://doi.org/10.17065/huniibf.933167>
- Çıtak, F., & Kendirli, S. (2019). Petrol fiyatlarının döviz kuru ve hisse senedi getirileri üzerindeki asimetrik etkisi: Türkiye örneği. *Finans Ekonomi ve Sosyal Araştırmalar Dergisi*, 4(4), 643-658. <https://doi.org/10.29106/fesa.658845>

- Civcir, I., & Akkoc, U. (2021). Non-linear ARDL approach to the oil-stock nexus: Detailed sectoral analysis of the Turkish stock market. *Resources Policy*, 74, 102424. <https://doi.org/10.1016/j.resourpol.2021.102424>
- Cooley, T. F., & Leroy, S. F. (1985). A theoretical macroeconomics: A critique. *Journal of Monetary Economics*, 16(3), 283-308.
- Dakhlaoui, I., & Aloui, C. (2016). The interactive relationship between the US economic policy uncertainty and BRIC stock markets. *International Economics*, 146, 141-157. <https://doi.org/10.1016/j.inteco.2015.12.002>
- Demir, E., & Ersan, O. (2018). The impact of economic policy uncertainty on stock returns of Turkish tourism companies. *Current Issues in Tourism*, 21(8), 847-855. <https://doi.org/10.1080/13683500.2016.1217195>
- Dickey, D.A. & Fuller, W. A. (1981). Likelihood ratio statistics for autoregressive time series with a unit. *Econometrica*, 49 (4), 1057-1072.
- Ding, Y., Liu, Y., & Failler, P. (2022). The impact of uncertainties on crude oil prices: Based on a quantile-on-quantile method. *Energies*, 15(10), 3510. <https://doi.org/10.3390/en15103510>
- Dixit, A. (1989). Entry and exit decisions under uncertainty. *Journal of Political Economy*, 97(3), 620-638. <https://doi.org/10.1086/261619>
- Dornbusch, R. & Fisher, S. (1980). Exchange rates and the current account. *American Economic Review*, 70(5), 960-971.
- Enders, W. (2010). *Applied econometric time series*. Wiley, UK.
- Fasanya, I. O., Oyewole, O. J., Adekoya, O. B., & Badaru, F. O. (2021). Oil price and stock market behaviour in GCC countries: Do asymmetries and structural breaks matter? *Energy Strategy Reviews*, 36, 100682. <https://doi.org/10.1016/j.esr.2021.100682>
- Federal Reserve Economic (FRED). (2023). Trade Policy Uncertainty Index. <https://fred.stlouisfed.org/searchresults?st=global+economic+policy>. (Accessed 16 September 2023).
- Gao, X., Ren, Y., & Li, X. (2019). The interdependence of global oil price, China's stock price and economic policy uncertainty. *Australian Economic Papers*, 58(4), 398-415. <https://doi.org/10.1111/1467-8454.12160>
- Ge, Z. (2023). The asymmetric impact of oil price shocks on China stock market: Evidence from quantile-on-quantile regression. *The Quarterly Review of Economics and Finance*, 89, 120-125. <https://doi.org/10.1016/j.qref.2023.03.009>
- Ghani, M., & Ghani, U. (2023). Economic policy uncertainty and emerging stock market volatility. *Asia-Pacific Financial Markets*. <https://doi.org/10.1007/s10690-023-09410-1>
- Glaister, S. (1984). *Mathematical Methods for Economists*. 3rd edition. NJ: Wiley-Blackwell.
- Gujarati, D. N. (2006). *Temel Ekonometri*. (Çev: Ümit Senesen, Gülay Günlük Senesen). İstanbul: Literatür Yayıncılık.
- Güler, S., & Tunç, R. (2010). Petrol fiyat riski ve hisse senedi fiyatları arasındaki ilişkinin belirlenmesi: Türkiye'de enerji sektörü üzerinde bir uygulama. *Atatürk Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Dergisi*, 24(4), 297-315.
- Güneş, S., Gürel, S. P., & Cambazoğlu, B. (2013). Dış ticaret hadleri, dünya petrol fiyatları ve döviz kuru ilişkisi, yapısal VAR analizi: Türkiye örneği. *Uluslararası Yönetim İktisat ve İşletme Dergisi*, 9 (20), 1-17.
- Guo, P., Zhu, H., & You, W. (2018). Asymmetric dependence between economic policy uncertainty and stock market returns in G7 and BRIC: A quantile regression approach. *Finance Research Letters*, 25, 251-258. <https://doi.org/10.1016/j.frl.2017.11.001>
- Hacıhasanoğlu, E., & Soytaş, U. (2011). Emtia fiyatları ile hisse senedi piyasaları arasındaki ilişki. *İşletme Fakültesi Dergisi*. 12(1), 53-65.
- Hailemariam, A., Smyth, R., & Zhang, X. (2019). Oil prices and economic policy uncertainty: Evidence from a nonparametric panel data model. *Energy Economics*, 83, 40-51. <https://doi.org/10.1016/j.eneco.2019.06.010>
- Hamilton, J.D., (1983). Oil and the macroeconomy since World war II. *Journal of Political Economy*. 91 (2), 228-248.
- Hoque, M. E., & Azlan Shah Zaidi, M. (2020). Impacts of global economic-policy uncertainty on emerging

- stock market: Evidence from linear and non-linear models. *Prague Economic Papers*, 29(1), 53-66. <https://doi.org/10.18267/j.pep.725>
- Huang, R. D., Masulis, R. W., & Stoll, H. R. (1996). Energy shocks and financial markets. *Journal of Futures Markets*, 16(1), 1-27.
- Hwang, I., & Kim, J. (2021). Oil price shocks and the US stock market: A nonlinear approach. *Journal of Empirical Finance*, 64, 23-36. <https://doi.org/10.1016/j.jempfin.2021.08.004>
- İltaş, Y. & Demirgüneş, K. (2020). Döviz kurunun Borsa İstanbul Sanayi Endeksi üzerindeki etkisi: Yapısal kırılmaları modellemede farklı yaklaşımlar kullanan eşbütünleşme testlerinden bulgular. *Üçüncü Sektör Sosyal Ekonomi Dergisi*, 55(2), 972-988.
- International Energy Agency (IEA). (2023). World Energy Balances: Overview. <https://www.iea.org/reports/world-energy-balances-overview/world>. (Accessed 16 September 2023).
- İşcan, E. (2020). Petrol fiyatının hisse senedi piyasası üzerindeki etkisi. *Maliye Dergisi*. 158, 607-617.
- Jiang, W., & Liu, Y. (2021). The asymmetric effect of crude oil prices on stock prices in major international financial markets. *The North American Journal of Economics and Finance*, 56, 101357. <https://doi.org/10.1016/j.najef.2020.101357>
- Jones, C. M., & Kaul, G. (1996). Oil and the stock markets. *The Journal of Finance*, 51(2), 463-491. <https://doi.org/10.1111/j.1540-6261.1996.tb02691.x>
- Kakacak, K., Meriç, E., & Temizel, F. (2020). Petrol fiyatlarının BIST endeksi üzerine etkisinin VAR yöntemi ile analizi. *Business & Management Studies: An International Journal*, 8(5), 3751-3771. <https://doi.org/10.15295/bmij.v8i5.1532>
- Kang, W., & Ratti, R. A. (2013). Oil shocks, policy uncertainty and stock market return. *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money*, 26, 305-318. <https://doi.org/10.1016/j.intfin.2013.07.001>
- Kang, W., & Ratti, R. A. (2015). Oil shocks, policy uncertainty and stock returns in China. *Economics of Transition*, 23(4), 657-676. <https://doi.org/10.1111/ecot.12062>
- Kaya, A., & Binici, Ö. (2014). BIST kimya, petrol, plastik endeksi hisse senedi fiyatları ile petrol fiyatları arasındaki ilişkinin incelenmesi. *C.Ü. İktisadi ve İdari Bilimler Dergisi*, 15(1), 383-395
- Khan, M. I., Teng, J.-Z., Khan, M. K., Jadoon, A. U., & Khan, M. F. (2021). The impact of oil prices on stock market development in Pakistan: Evidence with a novel dynamic simulated ARDL approach. *Resources Policy*, 70, 101899. <https://doi.org/10.1016/j.resourpol.2020.101899>
- Khan, N., Saleem, A., & Ozkan, O. (2023). Do geopolitical oil price risk influence stock market returns and volatility of Pakistan: Evidence from novel non-parametric quantile causality approach. *Resources Policy*, 81, 103355. <https://doi.org/10.1016/j.resourpol.2023.103355>
- Ko, J.-H., & Lee, C.-M. (2015). International economic policy uncertainty and stock prices: Wavelet approach. *Economics Letters*, 134, 118-122. <https://doi.org/10.1016/j.econlet.2015.07.012>
- Li, X., Balcilar, M., Gupta, R., & Chang, T. (2016). The Causal Relationship Between Economic Policy Uncertainty and Stock Returns in China and India: Evidence from a Bootstrap Rolling Window Approach. *Emerging Markets Finance and Trade*, 52(3), 674-689. <https://doi.org/10.1080/1540496X.2014.998564>
- Lin, B., & Bai, R. (2021). Oil prices and economic policy uncertainty: Evidence from global, oil importers, and exporters' perspective. *Research in International Business and Finance*, 56, 101357. <https://doi.org/10.1016/j.ribaf.2020.101357>
- Liu, F., Xu, J., & Ai, C. (2023). Heterogeneous impacts of oil prices on China's stock market: Based on a new decomposition method. *Energy*, 268, 126644. <https://doi.org/10.1016/j.energy.2023.126644>
- Lütkepohl, H. (2005). *New introduction to multiple time series analysis*. Springer, Berlin
- Mokni, K. (2020). A dynamic quantile regression model for the relationship between oil price and stock markets in oil-importing and oil-exporting countries. *Energy*, 213, 118639. <https://doi.org/10.1016/j.energy.2020.118639>

- Nazif Çatık, A., Huyugüzel Kışla, G., & Akdeniz, C. (2020). Time-varying impact of oil prices on sectoral stock returns: Evidence from Turkey. *Resources Policy*, 69, 101845. <https://doi.org/10.1016/j.resourpol.2020.101845>
- OPEC. (2023). World Oil Demand and Supply Balance. <https://www.opec.org/>. (Accessed 16 September 2023).
- Özcan, G., & Karter, Ç. (2020). Türkiye’de petrol fiyatları ve hisse senedi fiyatları arasındaki nedensellik ilişkisi: Bootstrap Rolling Window yaklaşımı. *Pamukkale Journal of Eurasian Socioeconomic Studies*, 7(2), 105-114. <https://doi.org/10.34232/pjess.829048>
- Ozoguz, A. (2009). Good times or Bad times? Investors’ uncertainty and stock Returns. *Review of Financial Studies*, 22(11), 4377-4422. <https://doi.org/10.1093/rfs/hhn097>
- Polat, O. (2020). Time-varying propagations between oil market shocks and a stock market: Evidence from Turkey. *Borsa Istanbul Review*, 20(3), 236-243. <https://doi.org/10.1016/j.bir.2020.01.001>
- Rahman, S. (2022). The asymmetric effects of oil price shocks on the U.S. stock market. *Energy Economics*, 105, 105694. <https://doi.org/10.1016/j.eneco.2021.105694>
- Raunig, B. (2021). Economic policy uncertainty and stock market volatility: A causality check. *Working Paper 234. Oesterreichische Nationalbank*.
- Sadorsky, P. (1999). Oil price shocks and stock market activity. *Energy Economics*, 21, 449-469.
- Saka Iğın, K. (2022). Ulusal ekonomik politika belirsizliği ile borsa endeksleri arasındaki ilişkinin incelenmesi: Seçilmiş Avrupa ülkeleri için ampirik bir analiz. *İktisat Politikası Araştırmaları Dergisi*, 9(2), 455-474. <https://doi.org/10.26650/JEPR1074582>
- Shapiro, M., & Watson, M. (1988). Sources of business cycle fluctuations. *NBER Macroeconomic Annual*, 3, 111-156.
- Sharif, A., Aloui, C., & Yarovaya, L. (2020). COVID-19 pandemic, oil prices, stock market, geopolitical risk and policy uncertainty nexus in the US economy: Fresh evidence from the wavelet-based approach. *International Review of Financial Analysis*, 70, 101496. <https://doi.org/10.1016/j.irfa.2020.101496>
- Sims, C. A. (1980). Macroeconomics and reality. *Econometrica*, 48, 1-48.
- Sims, C. A. (1986). Are forecasting models usable for policy analysis? *Federal Reserve Bank of Minneapolis Quarterly Review*, 2-16.
- Sizer, L., & Karagöz, K. (2022). Petrol fiyatlarının BIST ulaştırma endeksi üzerindeki asimetric etkisi: NARDL yaklaşımı. *Bursa Uludağ Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*, 41(2), 167-187
- Škrinjarić, T., & Orlović, Z. (2020). Economic policy uncertainty and stock market spillovers: Case of selected CEE markets. *Mathematics*, 8(7), 1077. <https://doi.org/10.3390/math8071077>
- Sum, V. (2012). Economic policy uncertainty and stock market performance: Evidence from the European Union, Croatia, Norway, Russia, Switzerland, Turkey and Ukraine. *SSRN Electronic Journal*. <https://doi.org/10.2139/ssrn.2094175>
- Sun, X., Chen, X., Wang, J., & Li, J. (2020). Multi-scale interactions between economic policy uncertainty and oil prices in time-frequency domains. *The North American Journal of Economics and Finance*, 51, 100854. <https://doi.org/10.1016/j.najef.2018.10.002>
- Toparlı, E. A., Çatık, A. N., & Balcılar, M. (2019). The impact of oil prices on the stock returns in Turkey: A TVP-VAR approach. *Physica A: Statistical Mechanics and Its Applications*, 535, 122392. <https://doi.org/10.1016/j.physa.2019.122392>
- Tursoy, T., & Faisal, F. (2018). The impact of gold and crude oil prices on stock market in Turkey: Empirical evidences from ARDL bounds test and combined cointegration. *Resources Policy*, 55, 49-54. <https://doi.org/10.1016/j.resourpol.2017.10.014>
- Ulrich, M. (2012). Economic policy uncertainty & asset price volatility. *SSRN Electronic Journal*
- Wei, Y., Yu, B., Guo, X., & Zhang, C. (2023). The impact of oil price shocks on the U.S. and Chinese stock markets: A quantitative structural analysis. *Energy Reports*, 10, 15-28. <https://doi.org/10.1016/j.egy.2023.05.268>
- Xiong, X., Bian, Y., & Shen, D. (2018). The time-varying correlation between policy uncertainty and stock

returns: Evidence from China. *Physica A: Statistical Mechanics and Its Applications*, 499, 413-419. <https://doi.org/10.1016/j.physa.2018.02.034>

Yıldırım, S., Cavadova, R., Esen, E. & Temizel, F. (2021). BIST 100 Endeksinin döviz kuru değişimleri ile simetrik ve asimetrik ilişkisi. *Finansal Araştırmalar ve Çalışmalar Dergisi*, 13(24), 272-284.

Yuan, D., Li, S., Li, R., & Zhang, F. (2022). Economic policy uncertainty, oil and stock markets in BRIC: Evidence from quantiles analysis. *Energy Economics*, 110, 105972. <https://doi.org/10.1016/j.eneco.2022.105972>


Zhao, J., Cui, L., Liu, W., & Zhang, Q. (2023). Extreme risk spillover effects of international oil prices on the Chinese stock market: A GARCH-EVT-Copula-CoVaR approach. *Resources Policy*, 86, 104142. <https://doi.org/10.1016/j.resourpol.2023.104142>

Atıf biçimi / How cite this article

Ünlü, F. (2024). The effects of economic policy uncertainty and oil price shocks on stock returns: a structural VAR analysis on Türkiye. *İktisat Politikası Araştırmaları Dergisi - Journal of Economic Policy Researches*, 11(2), 158-185. <https://doi.org/10.26650/JEPR1410149>

Causalities Between Exports, Imports, and Total Factor Productivity in Developing Countries: The Case of Türkiye, Brazil, India, and South Africa

Gelişmekte Olan Ülkelerde İhracat, İthalat ve Toplam Faktör Verimliliği Arasındaki Nedensellikler: Türkiye, Brezilya, Hindistan ve Güney Afrika Örneği

Mehmet Emre Ünsal¹ 

ABSTRACT

Theoretical frameworks and practical research have shown that economic growth and employment in developing countries are influenced by their achievements in foreign trade and productivity. The link between exports and TFP can be analysed through various lenses; including competitiveness, innovation and quality enhancement, the learning-by-doing effect, the adoption of cutting-edge technologies, and market competition. The link between imports and TFP can be interpreted through factors such as the need for capital goods, the tastes and demands of consumers, the transfer of knowledge, and the focus on producing specialised goods. The aim of this study was to examine the causality between exports, imports, and total factor productivity in developing countries. For this purpose, time series analyses are performed using data from the economies of Türkiye, Brazil, India, and South Africa. The hypothesis of this study is that in developing countries, there is bidirectional causality between exports, imports, and total factor productivity, both in the short and long term. The series used in the analysis become stationary when the first differences are taken. According to the Johansen Co-integration Test results, there is no long-term causality between exports, imports, and total factor productivity. According to the results of the Granger Causality Test conducted within the framework of the VAR model; there are bidirectional causalities between exports, imports, and total factor productivity in these four developing countries in the short run.

Keywords: Exports, Imports, Total factor productivity, Developing countries, Time series analyzes

Jel Codes: C32, F10, O47

¹Doç. Dr., Istanbul University, Faculty of Political Sciences, Department of Economics, İstanbul, Türkiye

Corresponding author /

Sorumlu yazar: Mehmet Emre Ünsal

E-mail / E-posta : mehmet.unsal@istanbul.edu.tr

Submitted / Başvuru : 22.11.2023

**Revision Requested /
Revizyon Talebi :** 24.01.2024

**Last Revision Received /
Son Revizyon :** 27.03.2024

Accepted / Kabul : 08.04.2024



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

ÖZ

Teorik ve uygulamalı araştırmalar, gelişmekte olan ülkelerde ekonomik büyüme ve istihdamın, ilgili ülkelerin dış ticaret ve verimlilik performanslarından etkilendiğini göstermektedir. İhracat ile toplam faktör verimliliği arasındaki ilişki; rekabet gücü, inovasyon, yaparak öğrenme etkisi, son teknolojilerin benimsenmesi ve piyasa rekabeti gibi çeşitli açılardan analiz edilebilir. İthalat ile toplam faktör verimliliği arasındaki ilişki ise; sermaye malları ithalatı, tüketicilerin zevk ve tercihleri, bilgi ve teknoloji transferi ve üretimde uzmanlaşma gibi faktörler üzerinden yorumlanabilir. Bu çalışmanın amacı, gelişmekte olan ülkelerde ihracat, ithalat ve toplam faktör verimliliği arasındaki nedenselliği incelemektir. Bu amaçla Türkiye, Brezilya, Hindistan ve Güney Afrika ekonomilerinden elde edilen veriler kullanılarak Zaman Serisi Analizleri yapılmıştır. Çalışmanın hipotezi; gelişmekte olan ülkelerde hem kısa hem de uzun dönemde ihracat, ithalat ve toplam faktör verimliliği arasında çift yönlü nedensellik bulunduğu yönündedir. Analizde kullanılan seriler ilk farkları alındığında durağan hale gelmektedir. Johansen Eşbütünleşme Testi sonuçlarına göre ihracat, ithalat ve toplam faktör verimliliği arasında uzun dönemli bir nedensellik bulunmamaktadır. VAR modeli çerçevesinde yapılan Granger Nedensellik Testi sonuçlarına göre; bu dört gelişmekte olan ülkede ihracat, ithalat ve toplam faktör verimliliği arasında kısa dönemde çift yönlü nedensellikler bulunmaktadır.

Anahtar Kelimeler: İhracat, İthalat, Toplam faktör verimliliği, Gelişmekte olan ülkeler, Zaman serisi analizi

Jel Sınıflandırması: C32, F10, O47

1. Introduction

The performance of developing countries in foreign trade and productivity, aimed at boosting economic growth and employment, has been demonstrated both theoretically and through applied studies. Foreign trade can support economic growth and employment through access to larger markets, efficiency and specialisation, economies of scale, transfer of technology, innovation, resource allocation and price stabilisation (Afonso, 2001). Foreign trade allows countries to expand their markets beyond their borders, giving businesses the opportunity to increase their sales and profits, which in turn can contribute to national economic growth. Through trade, countries can specialise in producing goods and services for more efficient production and potentially higher levels of output, which is a classic concept from David Ricardo's theory of comparative advantage (Adeleye, Adeteye & Adewuyi, 2015). Trading on an international scale can lead to larger production volumes, which can reduce the average cost of production and enhance competitive positioning in the global market. Trade can facilitate the transfer of technology from more developed to less developed countries, which can improve productivity and growth prospects in the latter (Zahonogo, 2016). Exposure to international markets can increase competition and create incentives for innovation, leading to the development of new products and processes that can boost economic growth. International trade enables a more effective distribution of resources, with countries importing products that demand resources in which they are deficient and exporting those that capitalise on their abundant resources. Trade can help stabilise prices by reducing the volatility of seasonal demand fluctuations and providing a wider variety of goods and services (Caleb, Mazanai & Dhoro, 2014).

Total factor productivity measures the efficiency of using all inputs in a production process. It is often considered a proxy for technological progress or changes in efficiency. Total factor productivity can support economic growth and employment through increased output, enhanced competitiveness, investment attraction, resource allocation, and technological innovation (Felipe, 1999). Higher total factor productivity means that more output can be produced from a given set of inputs. This increase in output is a fundamental driver of economic growth. When total factor productivity rises, firms and economies can produce at lower costs, which can increase competitiveness in international

markets, leading to a higher volume of exports and improvements in the trade balance. Economies with rising total factor productivity tend to attract more investment because they promise higher returns. This can increase capital stock, further boosting the economy's productive capacity (Chen, 1997). Improved total factor productivity can lead to more efficient resource allocation by signalling where investments yield the highest returns, which can encourage the movement of resources to more productive uses. Technological innovation often drives TFP growth. As economies innovate, they can experience growth not only in the industries where the innovations occur but also in other sectors that benefit from technological spillovers (Comin, 2010).

The significance of TFP lies in its ability to offer insights into economic growth beyond what can be explained by the accumulation of capital and labour alone. Economists use TFP analysis to assess the impact of policies, investments in human capital, technological progress, and other factors on economic performance. However, measuring TFP can be challenging due to the difficulty of accurately quantifying inputs like technology and human capital quality, as well as attributing output growth to these factors. Despite these challenges, TFP remains a pivotal concept in economic analysis, highlighting the importance of innovation, efficiency, and technology in driving economic progress. It serves as a reminder that long-term growth depends not only on increasing the quantity of inputs but also on improving their quality and the effectiveness with which they are employed (Nadiri, 1970). Estimating TFP involves addressing methodological challenges such as simultaneity and selection bias. Fixed Effects Estimation controls for unobserved firm-specific effects but struggles with dynamic labour allocation. Instrumental Variables and GMM tackle the endogeneity of inputs using external instruments, requiring strong and valid instruments for consistency. Olley-Pakes Algorithm uses investment decisions as proxies for unobserved productivity, incorporating a selection model for firm exits, but is limited to firms with non-negative investment. Levinsohn-Petrin Algorithm uses intermediate inputs as proxies, overcoming limitations related to investment data. Each method has its advantages and limitations, and the choice depends on data availability and specific research needs (Van Beveren, 2012).

The aim of this study was to examine the causality between exports, imports, and total factor productivity in developing countries. For this purpose, Time Series Analyses are performed using data from the economies of Türkiye, Brazil, India, and South Africa. For the Time Series Analysis, data availability was the determining factor in selecting the developing countries. The hypothesis of the study; in developing countries, there is bidirectional causality between exports, imports, and total factor productivity both in the short and long term. The contribution of this study to the existing literature likely centres on providing a detailed empirical analysis of the causality between exports, imports, and TFP in developing countries. This focus not only adds new insights, given the diverse economic contexts of these countries, but also potentially advances methodological applications within the field. By exploring the hypothesis of bidirectional causality between trade and productivity, this study could offer theoretical advancements and practical policy implications, particularly highlighting how trade can leverage economic growth and productivity improvements in developing economies. The use of data from the World Bank and the Federal Reserve Bank of St. Louis further underpins the study's empirical contributions. This study differentiates itself from similar research primarily through its unique selection of countries, offering a fresh geographical perspective on the interplay between exports, imports, and TFP in developing economies. This hypothesis potentially extends existing theories. Furthermore, the potential policy implications derived from its findings could provide actionable insights for economic planners and policymakers in the studied regions,

marking a significant difference from similar research by tailoring recommendations to the specific economic contexts of the included countries. The study consists of an introduction, theoretical framework, literature review, method and data set, application, and conclusion.

2. Theoretical Framework

Exports refer to the act of sending goods or services produced in one country to another country for trade. It is one of the main components of international trade. When a country exports, it sells its domestic products to foreign markets, which in turn generates revenue, increases gross domestic product, and contributes to economic growth. Exports can be tangible goods like cars, agricultural products, electronics, and clothing, or intangible services such as tourism, education, and financial services (Appleyard & Field, 2014). Imports refer to the act of bringing goods or services into a country from abroad for selling or using them within the domestic market. This process is a fundamental component of international trade. When a country imports, it purchases products that may not be available domestically, offer higher quality, or are more cost-effective than locally produced equivalents. Imports can include various goods and services. Governments typically regulate the importation of goods and services by imposing tariffs, quotas, and other trade barriers. Trade balance, determined by the balance of imports and exports, plays a significant role in a country's economic performance (Salvatore, 2019). Total Factor Productivity quantifies the effectiveness in using all inputs such as labour, capital, materials, energy and services that are used together in the production process. It represents the part of output that cannot be explained by the quantity of inputs used in production. TFP is an important indicator of an economy's long-term technological progress or technological dynamism because it measures how efficiently and intensively the inputs are utilised in the production process. Growth factor productivity means that an economy can produce more output without increasing the number of inputs (Isaksson, 2007).

The relationship between exports and total factor productivity can be viewed using competitiveness, innovation and quality, learning-by-doing, access to advanced technologies, and competition. A higher total factor productivity means that an economy is efficiently using its resources to produce goods and services. This efficiency can make its goods more cost competitive, thereby increasing their export potential (Hatemi-J & Irandoust, 2001). Economies with higher total factor productivity often have technological advancements and better production practises. This can lead to higher-quality goods, making them more attractive in the international market (Mendi, 2007). Engaging in international markets might lead to improvements in production processes. Exporting firms often gain more experience and learn to optimise their processes, leading to an increase in total factor productivity. Exporting can expose firms to global best practises and advanced technologies, which can be adopted to improve their productivity (Fernandes & Isgut, 2005). Exposure to international competition can motivate firms to enhance their efficiency, thus leading to improvements factor productivity.

The relationship between imports and TFP can be understood by means of demand for capital goods, consumer preferences, knowledge spillovers, competition, economies of scale and specialization (Halpern, Koren & Szeidl, 2005). Countries with rising total factor productivity might experience growth and industrialisation, leading to increased demand for capital goods. If these goods are not produced domestically, imports will rise. An economy with higher total factor productivity usually has a higher income level. As incomes rise, the demand for diversified and high-quality products may increase, leading to more imports if domestic industries do not cater to these needs

(Vacu & Odhiambo, 2020). Imports can introduce new technologies and practises to domestic industries. Interacting with foreign firms and products can lead to knowledge spillovers, benefiting local industries and boosting total factor productivity (Hanel, 2000). Imported goods can intensify domestic competition, urging local firms to boost their efficiency and productivity for effective competition. Importing intermediate goods can reduce production costs and allow firms to achieve economies of scale, thus boosting TFP. By importing specific goods and services, countries can specialise in certain areas, which can improve efficiency and enhance total factor productivity (Sharma, 2014).

There are two primary methods for measuring TFP. Growth Accounting Method separates economic growth into the contributions of factors of production and technological change, which is often referred to as the Solow Residual. It is a direct approach that quantifies how much the economic growth can be attributed to increased inputs and how much to improvements in efficiency or technology. Growth regressions relate productivity growth to a set of explanatory variables, such as human capital and technological innovation, within a regression framework. (Ahmed & Bhatti, 2020). Index number methods, like the Malmquist productivity index, measure productivity changes over time by comparing input and output vectors across different periods. Originally developed in a consumption context, it has been applied to assess productivity in production settings. However, the index has a notable flaw: it inaccurately measures productivity changes in the presence of non-constant returns to scale, either overstating or understating true productivity changes depending on the direction of input growth relative to scale economies (Grifell-Tatjé & Lovell, 1995). The TFP data used in this study were obtained from the Federal Reserve Bank of St. Louis database. In that database, TFP is measured using data on labour and capital stocks, alongside real GDP data from the Penn World Table (PWT). The methodology involves adjusting real GDP by the Törnqvist quantity index of factor endowments, which allows for the isolation of productivity differences between countries or over time, attributing changes in output not directly to inputs of labour and capital but to efficiency gains or technological improvements. This approach provides a means to compare economic productivity across countries and time, distinguishing between growth attributable to increased inputs and that due to enhanced productivity or technological progress (Feenstra, Inklaar & Timmer, 2015).

3. Literature Review

The relationship between exports and total factor productivity (TFP) has been extensively studied in the field of economics. Melitz (2003) investigated how trade affects productivity within industries. The research indicates that trade leads to resource shifts within industries and boosts overall industry productivity, implying that exporting can enhance TFP. Another study by Cisneros-Reyes et al. (2018) focussed on the Mexican leather footwear industry and its international trade activity. The authors found a strong relationship between TFP and exports, indicating that higher export levels are associated with increased productivity. Similarly, Mohammadi and Aboali (2013) investigated the long-term relationship between TFP and non-oil exports in Iran. The results of their study show that there is a direct and significant relationship between TFP and non-oil exports, and that improvements in TFP can increase exports. Kim et al. (2009) examined the link between imports, exports, and TFP in Korea. The study reveals that imports affect TFP growth, which in turn can boost productivity. However, there is no evidence that exports affect TFP in the same way. Furthermore, Herzer (2007) reviewed numerous studies on the link between trade and productivity and found a statistically

significant positive relationship between trade and TFP or labour productivity. This supports the notion that exports can contribute to improvements in TFP. Evidence from these studies shows that there is a positive relationship between exports and TFP. Higher export levels can lead to increased productivity and improvements in TFP.

The relationship between imports and total factor productivity (TFP) has been extensively studied. Several studies have provided insights into the impact of imports on TFP. Amiti & Konings (2007) on trade liberalisation and imported intermediate goods, based on Indonesian data, revealed that reduced output tariffs could enhance productivity by intensifying import competition. Additionally, affordable imported materials might boost productivity due to factors like learning, diversity, or quality. This indicates a potential positive impact of imports on TFP. Goldberg et al. (2008) investigated how imported intermediate goods relate to the growth of domestic products in India. Although the specific findings regarding the relationship between imports and TFP are not mentioned, the study provides valuable insights into the overall impact of trade liberalisation on productivity. Niu and Zhang (2023) analysed the effect of intermediate good imports and TFP on enterprise innovation. While the focus is on innovation, the study acknowledges the relationship between imports and TFP, and imports of intermediate goods can enhance TFP through innovation. Wang et al. (2021) explored how the complexity of imported items affects TFP. The study showed that as China imported more complex products, there was a notable boost in TFP and technological advancement. This implies that importing, especially more intricate goods, can positively impact TFP. Lu and Su (2023) focussed on the influence of imported embedded technology on TFP in China's manufacturing industry. Although the specific findings regarding the relationship between imports and TFP are not mentioned, the study highlights the importance of objectively examining the impact of imported embedded technology on TFP, suggesting that embedded technology imports can potentially affect TFP. These studies provide evidence that imports have a positive relationship with TFP. Lower output tariffs, cheaper imported inputs, complex imported products, intermediate goods imports, and imported embedded technology are all factors that can potentially contribute to improvements in TFP.

Some applied studies that investigated the causality and relationship between exports, imports, and total factor productivity are shown in Table 1.

Table 1. Literature Review

Authors	Dataset	Methodology	Results
Fu, X. (2005)	1990-1997 Chinese manufacturing sector	Panel Data Analysis	No statistically significant relationship was not found between exports and TFP.
Wilhelmsson, F., & Kozlov, K. (2007)	1996-2002 Russian manufacturing sector	Panel Data Analysis	Exports affects TFP positively.
Ogunleye, E. O. and Ayeni, R. K. (2008)	1970-2003 Nigerian Economy	Granger Causality Analysis	Bidirectional short-run causality is determined between exports and TFP.
Liao, H., & Liu, X. (2009)	1963-1998 East Asian Economies	ARDL Bounds Test and Modified Wald Test	A positive relationship exists between TFP and exports in the long term. In Korea, Singapore, and Taiwan, there is a bidirectional causality between TFP and exports in the short run. In other countries, the causality runs from TFP to exports in the short run.
Bigsten, A., & Gebreeyesus, M. (2009)	1996-2004 Ethiopian manufacturing sector	Panel Data GMM Analysis	There is a positive relationship between exports and TFP.
Uçak, H., & Arısoy, İ. (2011)	1980-2007 Turkish Economy	Error Correction Model and Granger Causality Test	Exports and imports positively affect TFP eventually.
Gonçalves, D. and Martins, A. (2016)	2010-2014 Portuguese manufacturing sector	Panel Data Analysis	Exports have a positive effect on TFP.
Gömlöksiz, M., ahbaz, A. and Mercan, B. (2017)	1993-2014 OECD Countries	Panel Co-integration Model and Panel Causality Test	Trade openness positively affects TFP. Imports of high technology have a one-way causality with TFP.
eştepe, H., Arslan, E. and Yazc, M. (2020)	1990-2017 Developing Countries	Panel Causality Analysis	There is a unidirectional causality from TFP to exports.

The gap in the literature primarily revolves around the nuanced exploration of the causal relationship between exports, imports, and TFP in developing countries. Previous research has extensively examined the connexions between trade and TFP, highlighting various mechanisms through which trade can influence productivity, such as access to larger markets, technology transfer, and enhanced efficiency. However, the comprehensive assessment of bidirectional causality between trade and

productivity, especially within the distinct economic contexts of these developing nations, remains less explored. The need for this study arises from the critical yet underexplored intersection of trade and TFP within the unique economic contexts of developing countries. Despite the extensive body of research highlighting the mechanisms through which trade impacts productivity, including market expansion, efficiency gains, and technological advancements, there remains a significant gap in understanding the bidirectional causality between trade and productivity in these countries. This study addresses this gap by offering a detailed empirical analysis of causality relationships, thereby providing new insights that can enrich the existing literature. This exploration is expected to extend the understanding of how trade leverages economic growth and productivity improvements, thus fulfilling a crucial need in economic research by tailoring recommendations to the distinct needs and challenges faced by developing countries.

4. Methodology and Dataset

Time Series Analysis refers to various techniques used to analyse time-ordered data points. These data points or observations are typically collected at regular intervals and are used to study patterns, trends, and cycles in the data over time. The goal is often to understand the underlying structure of the time series to make forecasts or predictions about future values (Aydın, 2022). The time series application part of this study continues with the Augmented Dickey-Fuller Unit Root Test for stationarity, Johansen Test for cointegration, Granger Causality Test, Lagrange Multiplier Test and Jarque-Bera Test for the countries.

In econometrics, stationarity is a crucial concept when dealing with time series data. A time series is considered stationary when its underlying statistical characteristics remain constant throughout time. In other words, the mean, variance, and autocorrelation structure of the dataset remain constant over time. Stationarity is important because many statistical inferences and methods assume stationarity to provide valid results. When dealing with non-stationary time series, it is easy to obtain results showing a relationship between two variables when in fact there is no relationship between them. This can lead to incorrect conclusions like spurious regression (Brockwell & Davis, 2016). The Augmented Dickey-Fuller Unit Root Test is a statistical method employed to determine whether a unit root exists within a time series dataset. The test determines whether a given time series is stationary and considers higher-order autoregressive processes in the data.

Co-integration in econometrics is a statistical property of time series variables that indicates a long-term relationship between them. Specifically, if two or more non-stationary time series are cointegrate, a stable equilibrium relationship exists among those series, even if they individually appear to be trending over time. Co-integration is particularly useful in modelling economic relationships in which variables tend to move together eventually (Dolado et al., 1992). The Johansen cointegration test is a powerful tool in multivariate time series analysis, allowing researchers to identify and model multiple long-run relationships among nonstationary variables simultaneously (Johansen, 1991).

The Granger Causality Test is utilised to determine whether a one-time series possesses the ability to forecast another series over time, functioning as a statistical test of hypothesis. In this context, the term “causality” does not imply a direct cause-and-effect relationship in the traditional sense, but rather a predictive capacity. If variable X is found to be Granger-cause Y, this indicates that historical data of X provides predictive insights into Y that are not solely available through the historical values of Y (Hiemstra & Jones, 1994). A basic bivariate Granger causality model can be

represented using a Vector Autoregression (VAR) approach. The Granger causality test involves calculating the following pair of equations (Gujarati, 2010):

$$\text{Equation for } Y_t: Y_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^p \alpha_i Y_{t-i} + \sum_{i=1}^p \beta_i X_{t-i} + \epsilon_{Y_t}$$

$$\text{Equation for } X_t: X_t = \gamma_0 + \sum_{i=1}^p \gamma_i X_{t-i} + \sum_{i=1}^p \delta_i Y_{t-i} + \epsilon_{X_t}$$

Here:

Y_t and X_t are the values of the two time series at time t .

p is the lag order selected based on a criterion like AIC or BIC.

α_0 and γ_0 are the intercept terms.

α_i and γ_i are the coefficients of the lags of the dependent variable in each equation.

β_i and δ_i are the coefficients of the lags of the other variables in each equation.

ϵ_{Y_t} and ϵ_{X_t} are the error terms assumed to be white noise.

The Lagrange Multiplier Test is a diagnostic tool used to test the null hypothesis that there is no specification error in a model, particularly regarding omitted variables or the presence of autocorrelation. In a more general sense, the LM test is applied in various econometric contexts to test model specifications against alternatives (Matsushita & Otsu, 2022). The Jarque-Bera Test is a method used to evaluate how well a dataset aligns with the normal distribution. It specifically checks if the data are likely sourced from a normal distribution by examining its skewness and kurtosis. This test is commonly applied in econometrics and finance, particularly to verify if the residuals from regression analyses follow a normal distribution (Thadewald & Büning, 2007).

In the application part of this study; Time Series Analyses are performed to determine the causality between exports, imports, and total factor productivity (TFP) for Türkiye, Brazil, India, and South Africa. In these analyses, export and import data were obtained from the World Bank database and TFP data were obtained from the Federal Reserve Bank of St. Louis database. An explanation of the variables is shown in Table 2.

Table 2. Variables

Variable	Explanation	Source of Data
TFP	Total Factor Efficiency (Fixed Prices)	Federal Reserve Bank of St. Louis
EX	Export (Fixed Prices)	World Bank
IM	Import (Fixed Prices)	World Bank

5. Findings

5.1. Time Series Analysis for Türkiye

The results of the Augmented Dickey-Fuller Unit Root (ADF) Test performed for stationarity using the 1987-2019 period data of the Turkish economy are shown in Table 3.

Table 3. Augmented Dickey-Fuller Unit Root Test

Variable	Level		First Difference	
	Stats.	P	Stats.	P
TFP	-2.678	0.0779	-7.151	0.0000
EX	-1.276	0.6401	-5.788	0.0000
IM	-1,440	0.5630	-7.145	0.0000

According to the ADF Test results shown in Table 3, the series becomes stationary when the first differences are taken. The results of the Johansen Co-integration Test operated following stationarity are shown in Table 4.

Table 4. Johansen Co-integration Test

Selection-Order criteria			
FPE	AIC	HQIC	SBIC
4	4	1	1
Max. Rank	Eigenvalue	Trace Statistic	
0	.	27.6889*	
1	0.55610	5.7605	

According to Table 4, because there is no co-integration in the model, no long-term causality has been determined between the variables. The results of the Granger Causality Test driven to test the short-term causality between the variables are shown in Table 5.

Table 5. Granger Causality Test

Equation	Excluded	chi2	Probe > chi2
d_tfp	D.ex	13,715	0.033
d_tfp	I am	22.711	0.001
D_ex	d.tfp	16,543	0.011
D_ex	I am	32,303	0.000
D_im	d_tfp	21.33	0.002
D_im	D_ex	20.95	0.002

According to the Granger Causality Test results; the H0 hypothesis, which states that there is no short-run causality, is rejected for all variables. Therefore, there are bidirectional causality between exports, imports, and total factor productivity in the short run for the Turkish economy.

Table 6. Other Tests

Test		chi2	Probe > chi2
Lagrange Multiplier Test	Lag1	7.3312	0.60268
	lag2	6.9145	0.64602
	d_tfp	0.441	0.80204
Jarque-Bera Test	D_ex	3.091	0.79739
	D_im	0.574	0.75040
	ALL	6.477	0.37192

According to the Lagrange Multiplier Test results shown in Table 6, the H0 hypothesis, which states that there is no autocorrelation in the model, is accepted. Jarque-Bera Test results show that the H0 hypothesis is accepted, so the normal distribution is provided.

5.2. Time Series Analysis for Brazil

The results of the ADF Test performed for stationarity using the 1987-2019 period data of the Brazilian economy are shown in Table 7.

Table 7. Augmented Dickey-Fuller Unit Root Test

Variable	Level		First Difference	
	Stats.	P	Stats.	P
TFP	-1.335	0.6131	-7.039	0.0000
EX	-1.066	0.7286	-7.607	0.0000
IM	-2.056	0.2627	-6.553	0.0000

According to the ADF Test results shown in Table 3, the series becomes stationary when the first differences are taken. The results of the Johansen Co-integration Test operated following stationarity are shown in Table 8.

Table 8. Johansen Co-integration Test

Selection-Order criteria			
FPE	AIC	HQIC	SBIC
1	1	1	1
Max. Rank	Eigenvalue	Trace Statistic	
0	.	19.5129*	
1	0.55610	6.8204	
2	0.18322	1.9113	

According to Table 8 because there is no co-integration in the model, no long-term causality has been determined between the variables. The results of the Granger Causality Test driven to test the short-term causality between the variables are shown in Table 9.

Table 9. Granger Causality Test

Equation	Excluded	chi2	Probe > chi2
d_tfp	D.ex	63,637	0.000
d_tfp	I am	57,524	0.000
D_ex	d.tfp	42,554	0.000
D_ex	I am	52,533	0.000
D_im	d_tfp	80.068	0.000
D_im	D_ex	62,593	0.000

According to the Granger Causality Test results; the H0 hypothesis, which states that there is no short-run causality, is rejected for all variables. Therefore, there are bidirectional causality between exports, imports, and total factor productivity in the short run for the Brazilian economy.

Table 10. Other Tests

Test		chi2	Probe > chi2
Lagrange Multiplier Test	Lag1	5.7404	0.76559
	lag2	6.9775	0.63946
	d_tfp	1,028	0.59818
Jarque-Bera Test	D_ex	5.302	0.07058
	D_im	0.249	0.88299
	ALL	6.579	0.36158

According to the Lagrange Multiplier Test results shown in Table 10, the H0 hypothesis, which states that there is no autocorrelation in the model, is accepted. Jarque-Bera Test results show that the H0 hypothesis is accepted, so the normal distribution is provided.

5.3. Time Series Analysis for India

The results of the ADF Test performed for stationarity using the 1987-2019 period data of the Indian economy are shown in Table 11.

Table 11. Augmented Dickey-Fuller Unit Root Test

Variable	Level		First Difference	
	Stats.	P	Stats.	P
TFP	-0.256	0.9316	-5.828	0.0000
EX	0.948	0.9937	-7.064	0.0000
IM	1,191	0.9959	-6,972	0.0000

According to the ADF Test results shown in Table 11, the series becomes stationary when the first differences are taken. The results of the Johansen Co-integration Test operated following stationarity are shown in Table 12.

Table 12. Johansen Co-integration Test

Selection-Order criteria				
	FPE	AIC	HQIC	SBIC
	1	1	1	1
Max. Rank		Eigenvalue		Trace Statistic
0		.		23.9718*
1		0.55610		7.9628
2		0.18322		0.3756

According to Table 12 because there is no co-integration in the model, no long-term causality has been determined between the variables. The results of the Granger Causality Test driven to test the short-term causality between the variables are shown in Table 13.

Table 13. Granger Causality Test

Equation	Excluded	chi2	Probe > chi2
d_tfp	D.ex	79,792	0.000
d_tfp	I am	94.002	0.000
D_ex	d.tfp	131.54	0.000
D_ex	I am	163.25	0.000
D_im	d_tfp	51,137	0.000
D_im	D_ex	63,254	0.000

According to the Granger Causality Test results; the H0 hypothesis, which states that there is no short-run causality, is rejected for all variables. Therefore, there are bidirectional causality between exports, imports, and total factor productivity in the short run for the Indian economy.

Table 14. Other Tests

Test		chi2	Probe > chi2
Lagrange Multiplier Test	Lag1	9.7750	0.36900
	lag2	6.8531	0.65241
	d_tfp	0.684	0.71041
Jarque-Bera Test	D_ex	2,406	0.30027
	D_im	0.223	0.89433
	ALL	3.313	0.76862

According to the Lagrange Multiplier Test results shown in Table 14, the H0 hypothesis, which states that there is no autocorrelation in the model, is accepted. Jarque-Bera Test results show that the H0 hypothesis is accepted, so the normal distribution is provided.

5.4. Time Series Analysis for South Africa

The results of the ADF Test performed for stationarity using the 1987-2019 period data of the South African economy are shown in Table 15.

Table 15. Augmented Dickey-Fuller Unit Root Test

Variable	Level		First Difference	
	Stats.	P	Stats.	P
TFP	0.053	0.9627	-5,202	0.0000
EX	-0.945	0.7729	-6.262	0.0000
IM	-0.677	0.8525	-6.839	0.0000

According to the ADF Test results shown in Table 15, the series becomes stationary when the first differences are taken. The results of the Johansen Co-integration Test operated following stationarity are shown in Table 16.

Table 16. Johansen Co-integration Test

Selection-Order criteria				
	FPE	AIC	HQIC	SBIC
	2	2	2	1
Maxi. Rank		Eigenvalue		Trace Statistic
0		.		20.7588*
1		0.55610		5.7044
2		0.18322		0.0116

According to Table 16 because there is no co-integration in the model, no long-term causality has been determined between the variables. The results of the Granger Causality Test driven to test the short-term causality between the variables are shown in Table 17.

Table 17. Granger Causality Test

Equation	Excluded	chi2	Probe > chi2
d_tfp	D.ex	33,374	0.000
d_tfp	I am	66,473	0.000
D_ex	d.tfp	53.124	0.000
D_ex	I am	41,836	0.000
D_im	d_tfp	78,264	0.000
D_im	D_ex	40,995	0.000

According to the Granger Causality Test results; the H0 hypothesis, which states that there is no short-run causality, is rejected for all variables. Therefore, there are bidirectional causality between exports, imports, and total factor productivity in the short run for the South African economy.

Table 18. Other Tests

Test		chi2	Probe > chi2
Lagrange Multiplier Test	Lag1	9.4556	0.39632
	lag2	8.6884	0.46652
	d_tfp	1,387	0.49974
Jarque-Bera Test	D_ex	1,833	0.39986
	D_im	2,837	0.24207
	ALL	6.058	0.41676

According to the Lagrange Multiplier Test results shown in Table 18, the H0 hypothesis, which states that there is no autocorrelation in the model, is accepted. Jarque-Bera Test results show that the H0 hypothesis is accepted, so the normal distribution is provided.

6. Conclusion

Exports, imports, and total factor productivity are interconnected components of a country's economic structure. Their relationship can be multifaceted, and the direction of influence can be bidirectional. A higher TFP implies efficient use of resources, which can make a country's products more cost competitive, increasing exports. In addition, advanced technologies and improved production practises associated with higher TFP can lead to higher-quality goods, further enhancing export potential. Engaging in international markets can induce "learning-by-doing" effects where firms optimise their production processes, increasing TFP. Exporting can also expose firms to international best practises and technologies that can be adopted to boost productivity. A country with a higher TFP might see increased demand for both consumer and capital goods, leading to increased imports, especially if the desired goods are not produced domestically. Importing can expose a country to advanced technologies, best practices and diversified products, leading to knowledge spillovers and potentially increasing TFP. Furthermore, importing intermediate goods can lead to efficiency gains and higher TFP.

The aim of this study is to identify causality between exports, imports, and total factor productivity in developing countries. For this purpose, time series analyses were performed using data from the economies of Türkiye, Brazil, India, and South Africa. The series used in the analysis become stationary when the first differences are taken. According to the Johansen Co-integration Test results, there is no long-term causality between exports, imports, and total factor productivity. According to the results of the Granger Causality Test conducted within the framework of the VAR model; there are bidirectional causalities between exports, imports, and total factor productivity in these four developing countries in the short run.

This study underscores the bidirectional short-term causality between exports, imports, and TFP across the analysed countries. This is in line with research arguing that trade openness, both through exports and imports, can act as a catalyst for productivity growth. Exports facilitate access to larger markets, promote efficiency through specialisation and potentially introduce firms to more competitive environments that incentivize innovation and quality improvements. Imports play a critical role in bringing advanced technologies, capital goods and novel practices to the domestic market, fostering knowledge spillovers and technological advancements that can elevate TFP. These findings resonate with the broader understanding that trade integration, by stimulating competition, innovation, and knowledge exchange, can significantly contribute to productivity gains in developing economies, reinforcing the symbiotic relationship between trade policies and productivity enhancement strategies.

The study's discovery of no long-term causality between exports, imports, and TFP marks a notable divergence from the consensus in the existing literature on the subject. Many studies have posited a significant long-term relationship between trade and productivity enhancements, underpinning theories of economic development that emphasise the role of trade liberalisation and integration into global markets as crucial for sustained economic growth and productivity improvements. This discrepancy may indicate that unique structural, policy or economic factors are at play in these particular emerging economies that may be counteracting the long-term effects of trade on productivity observed elsewhere. This underscores the complexity of the trade-productivity nexus and suggests that while the short-term benefits of trade on productivity are evident in these countries, the long-term effects may be contingent upon other contributing factors such as the quality of

institutions, level of technological adoption, and education, which were not directly addressed in this study. This highlights the necessity for a nuanced understanding of the conditions under which trade impacts productivity, suggesting that the relationship may not be universally applicable or may require certain thresholds of development, policy frameworks, or complementary investments in human capital and infrastructure to manifest fully in the long term.

In light of these results, some policy recommendations can be developed. Increasing public and private investment in R&D can lead to technological advancements, driving up TFP, making domestic goods more competitive for export, and reducing the need for certain imports. Tax incentives or grants for industries involved in R&D can be offered, and educational institutions and research centres can be supported. Maintaining open trade policies that expose domestic industries to global best practises and technologies can increase TFP. Engaging in free trade agreements, reducing tariffs and minimising non-tariff barriers can be implemented. The import of machinery, technology, and other capital goods that can enhance production processes can be facilitated. Tax breaks or reduced tariffs on imported capital goods and technology can be offered for implementation. Protecting intellectual property to encourage innovation can boost TFP by creating stringent intellectual property laws, joining international intellectual property agreements, and ensuring efficient enforcement. Investments can be supported in infrastructure to support both production and trade. Efficient transport, energy, and communication infrastructure can significantly enhance TFP by allocating budgets for infrastructure projects and encouraging public-private partnerships. Trade facilitation can make trade processes more efficient to boost both imports and exports by modernising customs procedures, adopting digital technologies for trade documentation, and improving port and logistic services.

Peer Review: Externally peer-reviewed.

Conflict of Interest: Author declared no conflict of interest.

Financial Disclosure: Author declared no financial support.

Hakem Değerlendirmesi: Dış bağımsız.

Çıkar Çatışması: Yazar çıkar çatışması beyan etmemiştir.

Finansal Destek: Yazar finansal destek beyan etmemiştir.

ORCID:

Mehmet Emre Ünsal 0000-0002-0777-1399

REFERENCES / KAYNAKLAR

- Adeleye, J. O., Adeteye, O. S., & Adewuyi, M. O. (2015). Impact of international trade on economic growth in Nigeria (1988-2012). *International journal of financial research*, 6(3), 163-172.
- Afonso, Ó. (2001). The impact of international trade on economic growth. *Investigação-Trabalhos em Curso*, 106.
- Ahmed, T., & Bhatti, A. A. (2020). Measurement and determinants of multi-factor productivity: A survey of literature. *Journal of Economic Surveys*, 34(2), 293-319.
- Amiti, M. and Konings, J. (2007). Trade liberalization, intermediate inputs, and productivity: evidence from Indonesia. *American Economic Review*, 97(5), 1611-1638.

- Appleyard, D. R., & Field, A. J. (2014). *International economics*. McGraw-Hill.
- Aydin, S. (2022). Time series analysis and some applications in medical research. *Journal of Mathematics and Statistics Studies*, 3(2), 31-36.
- Brockwell, P. J. and Davis, R. A. (2016). *Introduction to time series and forecasting*. Springer Texts in Statistics.
- Bigsten, A., & Gebreeyesus, M. (2009). Firm productivity and exports: Evidence from Ethiopian manufacturing. *The Journal of Development Studies*, 45(10), 1594-1614.
- Caleb, G., Mazanai, M., & Dhoro, N. L. (2014). Relationship between international trade and economic growth: A cointegration analysis for Zimbabwe. *Mediterranean Journal of Social Sciences*, 5(20), 621.
- Chen, E. K. (1997). The total factor productivity debate: determinants of economic growth in East Asia. *Asian-Pacific Economic Literature*, 11(1), 18-38.
- Cisneros-Reyes, Y., Rocha-Ibarra, J., & Hidalgo, M. (2018). Characteristics of mexican leather footwear industry and its international trade activity, correlation of productivity, and competitiveness. *European Scientific Journal Esj*, 14(22), 63.
- Comin, D. (2010). Total factor productivity. In S. N. Durlauf & L. E. Blume (Eds.). *Economic growth*. London: Palgrave Macmillan.
- Çeştepe, H., Arslan, E., & Yazıcı, M. (2020). Toplam Faktör Verimliliği, Ekonomik Büyüme ve İhracat İlişkisi: Gelişmekte Olan Ülkeler Örneği. *Yönetim ve Ekonomi Dergisi*, 27(3), 495-510.
- Dolado, J. J., Ericsson, N. R., & Kremers, J. J. M. (1992). The power of cointegration tests. *International Finance Discussion Paper*, 1992(431), 1-33.
- Feenstra, R. C., Inklaar, R., & Timmer, M. P. (2015). The next generation of the Penn World Table. *American economic review*, 105(10), 3150-3182.
- Felipe, J. (1999). Total factor productivity growth in East Asia: A critical survey. *The Journal of Development Studies*, 35(4), 1-41.
- Fernandes, A. M., & Isgut, A. (2005). Learning-by-doing, learning-by-exporting, and productivity: evidence from Colombia. Available at SSRN 695444.
- Fu, X. (2005). Exports, technical progress and productivity growth in a transition economy: a non-parametric approach for China. *Applied economics*, 37(7), 725-739.
- Goldberg, P. K., Khandelwal, A. K., Pavcnik, N., & Topalova, P. (2010). Imported intermediate inputs and domestic product growth: Evidence from India. *The Quarterly journal of economics*, 125(4), 1727-1767.
- Gonçalves, D., & Martins, A. (2016). The determinants of TFP growth in the Portuguese manufacturing sector. *GEE Papers*, 62.
- Gömlüksiz, M., Şahbaz, A., & Mercan, B. (2017). Toplam faktör verimliliğinin belirleyicileri üzerine ampirik bir inceleme: Seçilmiş OECD ülkeleri örneği. *Eskişehir Osmangazi Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Dergisi*, 12(2), 65-82.
- Griffell-Tatjé, E., & Lovell, C. K. (1995). A note on the Malmquist productivity index. *Economics letters*, 47(2), 169-175.
- Gujarati, D. N. (2010). *Temel Ekonometri*. (Çev. Ü. Şenesen, G. Günlük Şenesen). İstanbul: Literatür Yayıncılık.
- Halpern, L., Miklos, K., & Szeidl, A. (2005). Imports and productivity. *CEPR Discussion Papers no. 5139*.
- Hanel, P. (2000). R&D, interindustry and international technology spillovers and the total factor productivity growth of manufacturing industries in Canada, 1974-1989. *Economic Systems Research*, 12(3), 345-361.
- Hatemi-J, A., & Irandoust, M. (2001). Productivity performance and export performance: a time-series perspective. *Eastern Economic Journal*, 27(2), 149-164.
- Herzer, D. (2007). How does trade composition affect productivity? evidence for Chile. *Applied Economics Letters*, 14(12), 909-912.
- Hiemstra, C. and Jones, J. D. (1994). Testing for linear and nonlinear granger causality in the stock price-volume

- relation. *The Journal of Finance*, 49(5), 1639-1664.
- Isaksson, A. (2007). Determinants of total factor productivity: a literature review. *Research and Statistics Branch, UNIDO*, 1(101), 672.
- Johansen, S. (1991). Estimation and hypothesis testing of cointegration vectors in gaussian vector autoregressive models. *Econometrica*, 59(6), 1551.
- Kim, S., Lim, H., & Park, D. (2009). Imports, exports and total factor productivity in Korea. *Applied Economics*, 41(14), 1819-1834.
- Liao, H., & Liu, X. (2009). Export-total factor productivity growth nexus in East Asian economies. *Applied Economics*, 41(13), 1663-1675.
- Lu, Y. and Su, H. (2023). Research on embedded technology import and the growth of tfp in china's manufacturing industry based on the panel data from 1992 to 2020. *Advances in Economics Management and Political Sciences*, 4(1), 92-102.
- Matsushita, Y. and Otsu, T. (2022). A jackknife lagrange multiplier test with many weak instruments. *Econometric Theory*, 1-24.
- Melitz, M. (2003). The impact of trade on intra-industry reallocations and aggregate industry productivity. *Econometrica*, 71(6), 1695-1725.
- Mendi, P. (2007). Trade in disembodied technology and total factor productivity in OECD countries. *Research Policy*, 36(1), 121-133.
- Mohammadi, T. and Abooli, S. (2013). An empirical study on long-term relationship between total factor productivity and non-oil exports in Iran. *Management Science Letters*, 2643- 2650.
- Nadiri, M. I. (1970). Some approaches to the theory and measurement of total factor productivity: a survey. *Journal of Economic Literature*, 8(4), 1137-1177.
- Niu, R., & Zhang, Y. (2023, March). Analysis on the Mechanism of Intermediate Goods Import and Total Factor Productivity on Enterprise Innovation. In *Proceedings of the 4th Management Science Informatization and Economic Innovation Development Conference, MSIEID 2022, December 9-11, 2022, Chongqing, China*.
- Ogunleye, E. O., & Ayeni, R. K. (2008). The link between export and total factor productivity: Evidence from Nigeria. *Social Sciences*, 1, 9-18.
- Salvatore, D. (2019). *International economics*. John Wiley & Sons.
- Sharma, C. (2014). Imported intermediate inputs, R&D, and productivity at firm level: Evidence from Indian manufacturing industries. *The International Trade Journal*, 28(3), 246-263.
- Thadewald, T. and Büning, H. (2007). Jarque–bera test and its competitors for testing normality – a power comparison. *Journal of Applied Statistics*, 34(1), 87-105.
- Uçak, H., & Arısoy, İ. (2011). Türkiye ekonomisinde verimlilik, ihracat ve ithalat arasındaki nedensellik ilişkisinin analizi. *Ege Akademik Bakış*, 11(4), 639-651.
- Vacu, N., & Odhiambo, N. M. (2020). The determinants of import demand: a review of international literature. *Acta Universitatis Danubius. Œconomica*, 16(5).
- Van Beveren, I. (2012). Total factor productivity estimation: A practical review. *Journal of economic surveys*, 26(1), 98-128.
- Wang, N., Liu, W., Sun, S., & Wang, Q. (2021). The influence of complexity of imported products on total factor productivity. *Mobile Information Systems*, 2021, 1-7.
- Wilhelmsson, F., & Kozlov, K. (2007). Exports and productivity of Russian firms: In search of causality. *Economic Change and Restructuring*, 40, 361-385.
- Zahonogo, P. (2016). Trade and economic growth in developing countries: Evidence from sub-Saharan Africa. *Journal of African Trade*, 3(1-2), 41-56.

How cite this article / Atıf biçimi

Ünsal, M.E. (2024). Causalities between exports, imports, and total factor productivity in developing countries: The case of Türkiye, Brazil, India, and South Africa. *İktisat Politikası Araştırmaları Dergisi - Journal of Economic Policy Researches*, 11(2), 186-203. <https://doi.org/10.26650/JEPR1394692>

Finansal Okuryazarlığın Yatırım Piyasalarına Katılım Üzerindeki Etkisi: Üniversite Öğrencileri Üzerine Bir İnceleme*

The Effect Of Financial Literacy On Participation In Investment Markets: A Study On University of Health Sciences Students

Barış Sancak^{1,2} , Dilek Demirbaş³ 

ÖZ

Çalışmanın amacı üniversite öğrencilerinin finansal okuryazarlık düzeylerinin finansal yatırım piyasalarına katılımları üzerindeki etkisini incelemektir. Bu amaç doğrultusunda Sağlık Bilimleri Üniversitesi'nde öğrenim gören 703 lisans ve ön lisans öğrencisinin katıldığı bir anket çalışması gerçekleştirilmiştir. Elde edilen veriler lojistik regresyon analizine tabi tutulmuştur. Analiz sonuçlarına göre objektif finansal okuryazarlığın yatırım piyasalarına katılım üzerinde anlamlı bir etkisinin olmadığı belirlenmiştir. Algılanan finansal okuryazarlığın ise yatırım piyasalarına katılım üzerinde etkili olduğu saptanmıştır. Bunun yanı sıra, risk karşıtlığı, tasarruf eğilimi, cinsiyet, yaş, çalışma durumu ve aile bireyleri arasında finans alanında çalışan bulunmasının öğrencilerin finansal yatırım piyasalarına katılımları üzerinde etkili olduğu sonucuna ulaşılırken, öğrenim durumunun finansal yatırım piyasalarına katılım üzerinde açıklayıcı bir faktör olmadığı saptanmıştır. Ayrıca, algılanan yüksek finansal okuryazarlık, tasarruf eğilimi, yaş, çalışıyor olma ve aile bireyleri arasında finans alanında çalışan bulunması ile finansal araçlara yatırım yapılması arasında doğru yönlü bir ilişki tespit edilirken, risk karşıtlığı ve kadın olma ile finansal araçlara yatırım yapılması arasında ters yönlü bir ilişki belirlenmiştir. Sonuç olarak, öğrenciler her ne kadar sahip olduklarını düşündükleri finansal okuryazarlık seviyesine uygun olarak, akılcı bir sebebe dayanarak finansal araçlara yatırım yapsalar da gerçekte sahip olduklarını düşündükleri finansal okuryazarlık düzeyine sahip olmadıkları için yapmış oldukları finansal yatırımlar, temel yatırım bilgisiyle desteklenmemiş spekülatif nitelikte yatırımlardan ibarettir. Yatırım kararı alırken bilinçli davranma niyetine sahip olmalarına rağmen farkında olmadan bilinçsiz yatırımlar yapmaktadırlar.

Anahtar Kelimeler: Finans bilgisi, Finansal okuryazarlık, Yatırım kararları, Finansal tabana yayılma, Lojistik regresyon

Jel Sınıflaması: C93, D14, G11

¹Doktora Öğrencisi, İstanbul Üniversitesi İktisat Fakültesi, İktisat Anabilim Dalı, İstanbul, Türkiye

²Öğretim Üyesi Sağlık Bilimleri Üniversitesi, İstanbul, Türkiye

³Prof. Dr., İstanbul Üniversitesi İktisat Fakültesi, İstanbul, Türkiye

Sorumlu yazar /

Corresponding author: Barış Sancak

E-posta / E-mail: baris.sancak@sbu.edu.tr

*Bu makale çalışması, İstanbul Üniversitesi İktisat ABD doktora öğrencisi olan Barış Sancak tarafından yazılmış ve henüz savunulmamış, “Finansal Okuryazarlığın Yatırım Piyasalarına Katılım Üzerindeki Etkisi: Üniversite Öğrencileri Üzerine Bir İnceleme” başlıklı tezinde yer alan bir modelden türetilmiştir. Bu bakımdan makale çalışması ile doktora tezi arasında benzer kısımlar bulunmaktadır.

Başvuru / Submitted : 18.12.2023

Revizyon Talebi /

Revision Requested : 15.04.2024

Son Revizyon /

Last Revision Received : 24.05.2024

Kabul / Accepted : 05.06.2024



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

ABSTRACT

The purpose of this study is to examine the effect of university students' financial literacy level on their participation in financial investment markets. For this purpose, a survey was conducted with the participation of 703 undergraduate and associate degree students at the University of Health Sciences. The obtained data were subjected to logistic regression analysis. According to the analysis results, objective financial literacy did not have a significant effect on participation in investment markets. It was determined that perceived financial literacy impacts participation in investment markets. Further, while it was concluded that risk aversion, savings tendency, gender, age, working status, and the presence of family members in the field of finance had an impact on students' participation in financial investment markets, it was determined that education level was not an explanatory factor on participation in such markets. Additionally, while a positive relationship was found between perceived higher financial literacy, propensity to save, age, being employed, having a family member working in the field of finance, and investing in financial instruments, a negative relationship was determined between risk aversion, being a woman, and investing in financial instruments. Consequently, although students invest in financial instruments based on a rational reason in accordance with their level of financial literacy, in reality, they do not have this level of financial literacy, and their financial investments consist of speculative investments that are not supported by basic investment knowledge. Although they intend to act consciously when making investment decisions, they make unconscious investments without realising it.

Keywords: Finance knowledge, Financial literacy, Investment decisions, Financial inclusion, Logistic regression

Jel Classification: C93, D14, G11

EXTENDED ABSTRACT

The purpose of this study is to examine the effect of university students' financial literacy level on their participation in financial investment markets. For this purpose, a survey was conducted with the participation of 703 undergraduate and associate degree students at the University of Health Sciences. The obtained data were subjected to logistic regression analysis. According to the analysis results, although objectively measured financial literacy (via a test) did not have a significant effect on participation in investment markets, perceived financial literacy measured through self-report had an impact on participation in such markets. While students make their investment choices, they do not support their actions even with a basic investment knowledge. The low financial literacy score also supports this result (Average 33.3). On the other hand, students are aware of whether they are qualified to invest or not. However, they invest without having basic investment knowledge. This reveals that students act irrationally in their investment choices and tend to behave speculatively. In addition, while it was concluded that risk aversion, savings tendency, gender, age, working status, and the presence of family members in the field of finance had an impact on students' participation in financial investment markets, it was determined that education level was not an explanatory factor on participation in such markets. Additionally, while a positive relationship was found between perceived financial literacy, propensity to save, age, being employed, having a family member working in the field of finance, and investing in financial instruments, a negative relationship was determined between risk aversion, being a woman, and investing in financial instruments. Supposing that exposure to risk is part of the nature of investing, it makes sense that a negative relationship between risk aversion and investing in financial instruments. Considering that savings are the source of financing investments, a direct relationship is expected between saving and investing. Working students (mean 0.92/2) have a higher savings bracket than non-working students (mean 0.71/2). This is a possible explanation for the relatively high tendency of working students to invest. The fact that women's risk aversion (mean. 3.66/5) is higher than men's (mean. 3.30/5) is a possible reason why

women tend to invest less in financial instruments. The presence of a parent or sibling who works in finance can create a positive externality for other family members through that person's financial knowledge, financial socialisation and experience. This is a possible explanation for the positive effect of having a financial employee in the family on financial investments. Considering that being a university student is a semi-autonomous process on the way to becoming an individual independent of parental guidance, many students make their own consumption, savings, and investment decisions for the first time during their time at university. This can be expected to create awareness, experience, and awareness among students over time when making individual financial decisions. Thus, older students may tend to invest. It can be said that the participation rates of undergraduate (39.86%) and associate degrees (38.02%) students in investment markets are increasing. This indicates that students in both groups have similar financial awareness. This may indicate that academic success does not have a decisive effect on financial awareness. As a result, although students invest in financial instruments based on a rational reason in accordance with their level of financial literacy, in reality, they do not have this level of financial literacy, and their financial investments consist of speculative investments that are not supported by basic investment knowledge. Although they intend to act consciously when making investment decisions, they make unconscious investments without realising it. Students' attempts to invest without increasing their knowledge on financial matters prevent them from being able to manage their risks correctly and make rational financial decisions. Today, when access to information is easier than ever before, it is recommended that students invest in financial instruments after increasing their financial literacy to prevent possible material and moral losses. Considering that financial literacy is a common issue for all segments of society, policymakers are recommended that courses in the field of personal finance should be taught as compulsory courses not only in the economics and finance-themed departments of universities but also in the curricula of all undergraduate and associate degree departments.

1. Giriş

Varlık fiyatlarında yaşanan yukarı yönlü hareketler enflasyonun neden olduğu satın alma gücü kaybını telafi etmek ve refah seviyesini yükseltmek isteyen bireysel yatırımcılar için finansal yatırım seçeneklerini cazip hale getirmektedir. Merkezi Kayıt Kuruluşu (Veri Analiz Platformu [VAP], 2023) verilerine göre, 2019 yılı sonu itibarıyla 1.216.745 olan hisse senedi yatırımcı sayısı 2023 Ekim ayı itibarıyla 8.193.114 adete ulaşarak yaklaşık dört senelik bir sürede yedi kata yakın bir artış göstermiştir. Aynı dönemde 15 – 24 yaş arası genç hisse senedi yatırımcısı sayısı ise 25.857'den 1.295.076'ya yükselerek elli kattan fazla artış göstermiştir. Bunun yanı sıra Türkiye'de önemli bir kısmını genç yatırımcıların oluşturduğu büyük bir kripto varlık yatırımcı kitlesi (4.684.727 yatırımcı) de bulunmaktadır (Triple-A, 2023). 2020 yılında Türkiye'de yapılan bir araştırmanın sonuçlarına göre, kripto varlık sahipliğinde 2001 ve sonrası doğumlu olanların payı toplam içerisinde %29'dur (Statista, 2023). Bu veriler son yıllarda genç yatırımcılar tarafından finansal araçlara yönelen ciddi bir ilginin varlığını desteklemektedir. Bireysel finansal farkındalığın artması bağlamında pozitif bir gelişme olarak nitelendirilebilecek olan bu durum bilinçsiz yatırım kararlarının alınmasıyla maddi ve manevi kayıpların ortaya çıkmasına yol açabilmektedir. Ancak, yatırım kararı alırken bunu bilgisine dayandıran bilinçli bir yatırımcı karşı karşıya bulunduğu kayıp riskini minimize edebilir. Bu bakımdan, finansal kararlarını kendisi alıp uygulayan kişilerin finansal konularda donanımlı kişiler olmaları beklenir. Bireysel yatırımcıların doğru finansal kararlar alabilmeleri ve optimal yatırım tercihlerinde bulunabilmeleri için finans alanındaki bilgi ve donanımlarını artırmaları gerekir (Calcagno & Monticone, 2015). Finansal okuryazarlığın yüksek olması ile kişilerin rasyonel finansal kararlar almaları arasında güçlü bir ilişki söz konusudur (Gavurova, Kubak, Huculova, Popadakova & Bilan, 2019; Yin & Yang, 2022). Rasyonel bir bireyin bilgiyi akılcı bir biçimde işleyerek karara dönüştüren kişi olduğu düşünüldüğünde, yatırım kararı alan bir bireyin yatırım yapmanın gerektirdiği bilgiye sahip olması, diğer bir deyişle finansal okuryazar olması beklenir. Literatürde yer alan araştırmalar finansal okuryazarlıkla yatırım kararı alma davranışı arasında ağırlıklı olarak pozitif yönlü bir ilişkiye işaret etmektedir (Aren & Aydemir, 2015; Allgood & Walstad, 2016; Mouna & Anis, 2016; Liao, Xiaob, Zhanga & Zhoua, 2017; Hsiao & Tsai, 2018; Nguyen, Polach & Voznakova, 2019; Anindita & Ulpah, 2020; Raut, 2020; Nguyen & Nguyen, 2020; Mahdzan, Zainudin & Yoong, 2020; Lotto, 2020; Khan, Rabbani & Kadoya, 2020; Zhao & Zhang, 2021).

Ancak, çoğunluk kitlesini genç bireylerin olduğu üniversite öğrencileri özelinde bu durumun geçerli olup olmadığı incelenmeye gereksinim duymaktadır. Pek çok önemli araştırmanın sonucuna göre genç finansal okuryazarlığı oldukça düşük seviyededir (Lusardi, Mitchell & Curto, 2010; Cull & Whitton, 2011; Lantara & Kartini, 2015; Felipe, Ceribeli & Lana, 2017; OECD International Network on Financial Education [OECD/INFE], 2017; Baltacı & Kütük, 2020; Sezal, 2021; Happ, Hahn, Jang & Rueter, 2022; Dahiya, Özen & Yadav, 2023; Sarsour, Aldaya & Aldalou, 2023). Bu da genç bireylerin yatırım tercihlerini sahip oldukları finansal bilgi temelinde bilinçli olarak yapmayı akılcı tutumdan yoksun biçimde yapma ihtimalini ortaya çıkarmaktadır. Dolayısıyla, finansal okuryazarlığın üniversite öğrencilerinin yatırım piyasalarına katılımları üzerinde etkili bir faktör olup olmadığı irdelenmesi gereken bir araştırma konusudur. Ancak literatürde üniversite öğrencilerinin finansal okuryazarlıklarıyla yatırım piyasalarına katılmaları arasındaki ilişkiyi ele alan çalışma sayısı sınırlıdır. Stoian ve ark. (2020) ile Gürbüz ve Yılmaz (2023) tarafından yapılan çalışmalar bizim çalışmamıza yakın çalışmalar olsa da model ve yöntem bakımından farklılıklar bulunmaktadır. Bu bakımdan çalışmamızın literatüre önemli bir katkı yapacağı değerlendirilmektedir.

Finansal okuryazarlığın yatırım piyasalarına katılım üzerindeki etkisinin gözlemlenebilmesi için öncelikle finansal okuryazarlığın doğru ve gerçeğe uygun biçimde ölçülmesi gereklidir. Finansal okuryazarlığın ölçülmesinde objektif ve algılanan (sübjektif) olmak üzere iki yaklaşım öne çıkmaktadır. Objektif finansal okuryazarlığın tespitinde, kişilerin finans konularına ilişkin bilgisi bu maksatla geliştirilmiş olan performans testleri aracılığıyla ölçülmektedir. Bu testler kişilerin finansal okuryazarlıklarını finansla ilgili kavramlar üzerine inşa edilmiş sorulara verdikleri doğru/yanlış cevaplar üzerinden ölçmektedir. Algılanan finansal okuryazarlığın tespitinde ise, kişilerden finansal konularda kendilerini hangi seviyede gördüklerini bildirmeleri istenmektedir. Burada finansal okuryazarlığın tespitinde doğrudan doğruya kişilerin sübjektif beyanları esas alınmaktadır. Literatürde finansal okuryazarlık düzeyini gerek performans testleri aracılığıyla (Moore, 2003; Huston, 2010; Atkinson & Messy, 2011; Kunovskaya, Cude & Alexeev, 2014; Burke & Manz, 2014; Van Rooijen & Van Rooij, 2016; Cumurovic & Hyll, 2019; Xu, Xiong & Jiao, 2019), gerekse de öz bildirim yoluyla (Van Rooij, Lusardi & Alessie, 2011; Allgood & Walstad, 2016; Aren & Akgüneş, 2019) ölçmeyi amaçlayan çalışmalar mevcuttur.

Objektif finansal okuryazarlığın ölçülmesi amacı doğrultusunda çeşitli performans testleri geliştirilmiştir (Lusardi & Mitchell, 2011; Van Rooij ve ark., 2011; Kunovskaya ve ark., 2014; Burke & Manz, 2014; Van Rooijen & Van Rooij, 2016; Anderson, Baker & Robinson, 2017; Gathergood & Weber, 2017; Bianchi, 2018; Cumurovic & Hyll, 2019). Çalışmamızda Van Rooij ve ark. (2011) tarafından geliştirilen iki boyutlu finansal okuryazarlık testinin ileri düzey finansal okuryazarlığı (yatırım bilgisini) ölçen 11 sorudan oluşan ikinci boyutunun kullanılması tercih edilmiştir. Bu yöndeki tercihimizde, testte yer alan soru adetinin makul düzeyde olması (katılımcıyı sıkmayacak kadar az, yatırım bilgisini ölçmeye engel olmayacak kadar fazla olması) ve soruların yatırım araçları bilgisi, riskin dağıtılması gibi önemli yatırım temalarını kapsamaları etkili olmuştur. Bir diğer tercih sebebi de testin geliştirildiği çalışma olan Van Rooij ve ark. (2011) tarafından hazırlanan makalenin literatürde çokça başvurulan temel bir kaynak olmasıdır.

2. Literatür Araştırması

Araştırma sorusunun belirlenmesi sürecinde ulusal ve uluslararası kaynakları içine alan kapsamlı bir literatür taraması gerçekleştirilmiştir. Literatür araştırmasının özet sonuçlarına Tablo 1'de yer verilmiştir.

Tablo 1: Literatür araştırması

Araştırma Konusu	Bulgu	Literatür
Finansal okuryazarlık düzeyi	Üniversite öğrencilerinin finansal okuryazarlıklarının düşük olduğu sonucu desteklenmektedir.	Chen ve Volpe (1998) Lusardi ve ark. (2010) Cull ve Whitton (2011) Lantara ve Kartini (2015) Felipe ve ark. (2017) Baltacı ve Kütük (2020) Sezal (2021) Happ ve ark. (2022) Dahiya ve ark. (2023) Sarsour ve ark. (2023)
Objektif finansal okuryazarlık – yatırım piyasalarına katılım	Üniversite öğrencilerinin finansal okuryazarlıklarının orta ve yüksek seviyede olduğu sonucu desteklenmektedir.	Özdemir, Temizel ve Sönmez (2015) Ergün (2017) Tetik (2019) Arslan (2020) Yürük (2023) Yoong (2010) Van Rooij ve ark. (2011) Akben-Selçuk ve Altıok-Yılmaz (2014) Allgood ve Walstad (2016) Barbic, Palic ve Bahovec (2016) Mouna ve Anis (2016) Kadoya, Khan ve Rabbani (2017) Hsiao ve Tsai (2018) Nguyen ve ark. (2019) Aren ve Canikli (2019) Munir, Yue, Ijaz, Hussain ve Zaidi (2020) Raut (2020) Stoian ve ark. (2020) Zhao ve Zhang (2021) Fujuki (2021) Gürbüz ve Yılmaz (2023)
Algılanan finansal okuryazarlık – yatırım piyasalarına katılım	Objektif finansal okuryazarlıkla çeşitli yatırım araçlarına yatırım yapılması arasında pozitif yönlü ilişki desteklenmektedir.	Allgood ve Walstad (2016) Montford ve Goldsmith (2016) Aren ve Hamamcı (2022)
Risk karşıtlığı düzeyi	Algılanan finansal okuryazarlıkla çeşitli yatırım araçlarına yatırım yapılması arasında pozitif yönlü ilişki olduğu sonucu desteklenmektedir.	Borden (2008) Karhunen ve Ledyeva (2010) Evangelou, Ferreira-Schenk ve Ferreira (2022) Shum ve Faig (2006)
Risk karşıtlığı – yatırım piyasalarına katılım	Üniversite öğrencilerinin risk karşıtlıklarının orta/yüksek seviyede olduğu sonucu desteklenmektedir.	Nguyen, Gallery ve Newton (2016) Fauzi, Ahmad, Husniyah ve Mohamad Fazli (2017) Aren ve Hamamcı (2019) Stoian ve ark. (2020) Haliassos ve Bertaut (1995) Mahdzan ve ark. (2020)
Tasarruf – yatırım piyasalarına katılım	Risk karşıtlığıyla çeşitli yatırım araçlarına yatırım yapılması arasında anlamlı bir ilişki olmadığı sonucu desteklenmektedir.	Guiso ve Jappelli (2005) Campbell (2006) Van Rooij ve ark. (2011) Temel-Nalın (2013) Khan ve ark. (2020) Munir ve ark. (2020) Çavuşoğlu, Ekşi ve Sit (2023)
Tasarruflarla yatırım yapılması arasında doğru yönlü ilişki olduğu sonucu desteklenmektedir.		

Tablo 1: Devamı

	Tasarruflarla yatırım yapılması arasında ters yönlü ilişki olduğu sonucu desteklenmektedir.	Kadoya ve ark. (2017)
Kadın olma – yatırım piyasalarına katılım	Kadınların erkeklere kıyasla yatırım piyasalarına katılmaya daha az yatkın oldukları sonucu desteklenmektedir.	Van Rooij ve ark. (2011) Almenberg ve Dreber (2015) Aren ve Canikli (2019) Salem (2019) Munir ve ark. (2020)
Yaş – yatırım piyasalarına katılım	Yaş ile finansal yatırım yapma arasında doğru yönlü bir ilişkinin olduğu sonucu desteklenmektedir.	Van Rooij ve ark. (2011) Kadoya ve ark. (2017) Munir ve ark. (2020) Çavuşoğlu ve ark. (2023) Bodie ve Crane (1997) Arora ve Chakraborty (2022) Yuan, Puah ve Yau (2022) Aren ve Canikli (2019)
	Yaş ile finansal yatırım yapma arasında ters yönlü bir ilişkinin olduğu sonucu desteklenmektedir.	
	Yaş ile finansal yatırım yapma arasında anlamlı bir ilişkinin olmadığı sonucu desteklenmektedir.	
Ailede finans alanında çalışan bulunması – yatırım piyasalarına katılım	Algılanan aile etkisi finansal davranışlar üzerinde etkilidir.	Jorgensen ve Savla (2010)
	Ebeveynler tarafından verilen finansal eğitim öğrencilerin finansal okuryazarlıklarını önemli derecede ve pozitif olarak etkilemektedir.	Akben-Selçuk ve Altıok-Yılmaz (2014)
	Kadın girişimciler ebeveynlerinin yatırım davranışlarını taklit ettikleri sonucuna ulaşılmıştır.	Kappal ve Rastogi (2020)
	Ebeveyn finansal sosyalleşmesi çocukların finansal eğitimlerini ve finansal davranışlarını pozitif anlamda etkilemektedir.	Khawar ve Sarwar (2021)
	Ebeveynlerin algılanan finansal davranışlarının çocukların yatırım davranışları üzerinde pozitif bir etkisinin olduğu sonucuna ulaşılmıştır.	Chawla, Bhatia ve Singh (2022)
Çalışma durumu – yatırım piyasalarına katılım	Çalışıyor olma ile finansal yatırım yapma arasında pozitif yönlü ilişki desteklenmektedir.	Pant, Chowdhury ve Singh (2009) Spataro ve Corsini (2017) Khan ve ark. (2020)
Öğrenim durumu – yatırım piyasalarına katılım	Eğitim düzeyi ile yatırım piyasalarına katılım arasında doğru yönlü bir ilişki mevcuttur.	Guiso ve Jappelli (2005) Campbell (2006) Van Rooij ve ark. (2011) Aren ve Aydemir (2015)

Tablo 1’de yer alan literatür bulguları bütüncül bir yaklaşımla değerlendirildiğinde, finansal okuryazarlık ile yatırım piyasalarına katılım arasında gerek objektif olarak ölçülen finansal okuryazarlık, gerekse de öz bildirim yoluyla ölçülen finansal okuryazarlık (algılanan finansal okuryazarlık) bakımından doğru yönlü bir ilişkinin varlığı desteklenmektedir. Risk karşıtlığının yatırım piyasalarına katılım üzerinde etkisi olmadığına dair literatürde bulgular olsa da ulaşılan ağırlıklı sonuç risk karşıtlığı ile finansal araçlara yatırım yapma arasında ters yönlü bir ilişkinin olduğu yönündedir. Ağırlıklı olan bir başka görüş tasarrufların artmasının finansal yatırımları artırdığı yönündedir. Kadınlar erkeklere kıyasla yatırım piyasalarına daha az katılma eğilimindedirler. Yaş ile finansal yatırımlar arasındaki ilişkinin varlığına ve yönüne dair literatürde kabul gören hâkim bir görüş bulunmamaktadır. İlişkinin bulunmadığı, ilişkinin doğru yönlü olduğu ve ilişkinin ters yönlü olduğu yönünde bulgular mevcuttur. Aile faktörünün çocukların finansal davranışları üzerinde etkili olduğu literatürde kabul görmektedir. Aktif olarak çalışma hayatının içinde bulunma ile finansal yatırımlar arasında doğru yönlü bir ilişkinin varlığı literatürde kabul edilmektedir. Eğitim seviyesiyle finansal yatırımlar arasında da doğru yönlü bir ilişkinin varlığı literatüre hakimdir.

3. Yöntem ve Araştırma Bulguları

3.1. Çalışmanın Amacı

Literatüre bütüncül bir bakış açısıyla bakıldığında, finansal okuryazarlıkla çeşitli finansal araçlara yatırım yapma arasındaki ilişkinin hanehalkı ve çalışma hayatının içinde olan bireysel yatırımcılar üzerinden farklı zaman ve mekanlarda pek çok kez araştırıldığı gözlemlenmektedir. Ancak bu ilişkiyi özellikle üniversite öğrencileri üzerinden araştıran çalışmalara literatürde daha fazla ihtiyaç vardır. Büyük çoğunluğu aktif gelir elde etmeyen üniversite öğrencilerinin yatırım fikrinden doğal olarak uzak olabilecekleri düşünülebilir. Ancak, genç yatırımcı sayısında son dönemlerde yaşanan ciddi artışlar üniversite öğrencilerinin finansal piyasalara yönelik ilgisinin giderek arttığını ortaya koymaktadır. Diğer taraftan, literatürdeki yaygın bulgunun genç finansal okuryazarlığının düşük olduğu yönünde oluşu, üniversite öğrencilerinin yatırım piyasalarına katılmalarında finansal okuryazarlığın bir açıklayıcı olmayabileceği ihtimalini ortaya çıkarmaktadır. Bu da literatürde hâkim olan bir diğer bulgu olan finansal okuryazarlıkla finansal araçlara yatırım yapma arasındaki doğru yönlü ilişkinin, genç yaş grubu özelinde bir istisnasının olabileceği anlamına gelmektedir. Bu bağlamda çalışmamızın amacı, üniversite öğrencilerinin finansal okuryazarlıkları ile yatırım piyasalarına katılmaları arasında bir ilişki olup olmadığını ortaya koymak ve finansal okuryazarlık ile yatırım piyasalarına katılım arasında genel kabul gören doğru yönlü ilişkinin varlığını test etmektir.

3.2. Araştırma Sorusu ve Hipotezler

Araştırma sorusu, “Finansal okuryazarlık üniversite öğrencilerinin yatırım piyasalarına katılmaları üzerinde etkili midir?” şeklindedir. Bu bağlamda hipotezler şu şekilde oluşturulmuştur:

H_0 = Finansal okuryazarlık üniversite öğrencilerinin yatırım piyasalarına katılımları üzerinde etkili değildir.

H_1 = Finansal okuryazarlık üniversite öğrencilerinin yatırım piyasalarına katılımları üzerinde etkilidir.

3.3. Model ve Değişkenler

Hipotezi test etmek için bağımlı değişkenin “yatırım piyasalarına katılım” (YK), bağımsız değişkenlerin “yüksek (objektif) finansal okuryazarlık” ($YFoy$), “algılanan yüksek finansal okuryazarlık” ($AYfoy$), “risk karşıtlığı” (RK), “tasarruf eğilimi” ($TE1$ ve $TE2$), “cinsiyet” (K), “yaş” (Y), “ailede finans alanında çalışan bulunması” (AF), “çalışma durumu” (C) ve “öğrenim düzeyi” (L) olduğu bir lojistik regresyon modeli oluşturulmuştur. Model şu şekildedir:

$$YK = \alpha + \beta_1 YFoy + \beta_2 AYfoy + \beta_3 RK + \beta_4 TE1 + \beta_5 TE2 + \beta_6 K + \beta_7 Y + \beta_8 AF + \beta_9 C + \beta_{10} L + \varepsilon_i \quad (1)$$

Tablo 2: Model değişkenleri

<i>YK</i>	<i>Yatırım piyasalarına katılım</i>	Katılımcıların daha önce altın, döviz, vadeli mevduat, hisse senedi, yatırım fonu veya kripto varlıklardan en az birine hayatlarının herhangi bir döneminde yatırım yaptıkları durumu ifade etmektedir.
<i>YFoy</i>	<i>Yüksek finansal okuryazarlık</i>	Van Rooij ve ark. (2011) tarafından geliştirilen iki boyutlu finansal okuryazarlık testinin ileri düzeyde finansal okuryazarlığı (yatırım okuryazarlığını) tespit etmeye yönelik ikinci boyutu yardımıyla ölçülmüştür. Testte yer alan 11 soruya verilen cevaplar üzerinden her bir katılımcı için ayrı ayrı hesaplanan objektif finansal okuryazarlık puanlarının medyan değerinde kaldığı durumu ifade etmektedir. Modelde düşük finansal okuryazarlık referans değişkeni olarak kabul edilmiş, yüksek finansal okuryazarlığın görece etkisi araştırılmıştır. Yüksek finansal okuryazarlık değişkeni hipotezlerin test edilmesine esas teşkil edecek olan değişkendir.
<i>AYfoy</i>	<i>Algılanan yüksek finansal okuryazarlık</i>	Katılımcılardan sahip oldukları finans bilgisini 1'den 5'e kadar (1 en düşük, 5 en yüksek) puanlamalarının istendiği 1 adet soru yardımıyla ölçülmüştür (Lusardi & Mitchell, 2014). Sübjektif beyana dayalı olarak elde edilen bu puanlar kişilerin kendilerini algıladıkları finansal okuryazarlık düzeyini temsil etmektedir. Medyan değerinde kalınan durum algılanan yüksek finansal okuryazarlık olarak kabul edilmiş ve "1" kukla değişkeni ile kodlanmış, medyan değerinde altın kalınan durum ise algılanan düşük finansal okuryazarlık olarak kabul edilmiş ve "0" kukla değişkeni ile kodlanmıştır.
<i>RK</i>	<i>Risk karşıtlığı</i>	Dört durumdan oluşan beşli likert tipi ölçek yardımıyla ölçülmüştür. Ölçek çalışmamıza Dinç Aydemir ve Aren (2017) tarafından yapılan çalışmadan aktarılmıştır.
<i>TE</i>	<i>Tasarruf eğilimi</i>	Katılımcıların aylık gelirlerinin/bütçelerinin oransal olarak ne kadarlık kısmını tasarruf ettikleri sorusuna verdikleri cevaplarla tespit edilmiştir. Verilen cevaplar, hiç tasarruf yapılmaması, %20'ye kadar tasarruf yapılması (TE1) ve %20'den fazla tasarruf yapılması (TE2) şeklinde gruplandırılarak kukla değişkenlere dönüştürülmüştür.
<i>K</i>	<i>Cinsiyet</i>	Erkek olma referans değer olarak kabul edilmiş ve kadın olmanın erkek olmaya kıyasla görece etkisi araştırılmıştır.
<i>Y</i>	<i>Yaş</i>	Katılımcıların yaşını ifade etmektedir.
<i>AFI</i>	<i>Ailede finans alanında çalışan bulunması</i>	Katılımcıların ailelerinde finans alanında çalışan herhangi birinin olup olmadığı sorusuna verdikleri cevaplar üzerinden oluşturulmuştur. Ailede finans alanında çalışan bulunmaması referans değişkeni olarak kabul edilmiş ve ailede finans alanında çalışanın bulunmasının görece etkisi araştırılmıştır.
<i>ÇI</i>	<i>Çalışıyor olma</i>	Katılımcıların halihazırda bir işyerinde tam zamanlı veya yarı zamanlı olarak çalışıyor olma durumuna göre oluşturulmuştur. Çalışmıyor olma durumu referans değişkeni olarak kabul edilmiş ve çalışıyor olmanın görece etkisi araştırılmıştır.
<i>L</i>	<i>Öğrenim düzeyi</i>	Katılımcıların ön lisans veya lisans öğrencisi olmasına göre oluşturulmuştur. Ön lisans öğrencisi olunması referans değişkeni olarak kabul edilmiş ve lisans öğrencisi olmanın görece etkisi araştırılmıştır.

Model değişkenleri belirlenirken literatürden esinlenilmekle birlikte özgün katkılar da söz konusudur. Objektif finansal okuryazarlık, tasarruf, cinsiyet, ailede finans alanında çalışan bulunması durumu, çalışma durumu, eğitim düzeyi ve yaş değişkenleri, Van Rooij ve ark. (2011) tarafından finansal okuryazarlığın hisse senedi piyasalarına katılım üzerindeki etkisinin araştırıldığı çalışmalarında kullandıkları modelde yer alan değişkenlerden esinlenilerek modele aktarılmıştır. Van Rooij ve ark. (2011) modellerinde “hane geliri” bir faktör olarak yer alırken, bizim çalışmamızda bunun yerine “tasarruf oranı” faktörünün kullanımı tercih edilmiştir. Bu yöndeki tercihimiz, çalışmamızın örneklemini oluşturan üniversite öğrencilerinin büyük çoğunluğunun aktif çalışma hayatının içinde bulunmaması ve buna bağlı olarak düzenli bir gelirlere ve bütçeye sahip olmayışları dolayısıyla. Yatırımların kaynağının tasarruflar olduğu düşünüldüğünde sahip olunan gelir ya da bütçe seviyesindenise bunun ne kadarlık kısmının tasarruf edildiğinin yatırımlar üzerinde daha doğru ve güçlü bir açıklayıcı olacağı değerlendirilmiştir. Ebeveynlerin sahip olduğu finans bilgisini ve tecrübesini, Van Rooij ve ark. (2011) “ebeveynlerin finansal konulara dair kavrayışı” değişkeni üzerinden modellerine dahil ederken, çalışmamızın modelinde “ailede finans alanında çalışan bulunması” üzerinden modele dahil edilmiştir. Aile bireylerinin finansal donanımının tespitinde, ailede finans alanında çalışanın bulunup bulunmamasının katılımcıların ebeveynlerinin finansal donanımlarını puanladıkları seçeneğe kıyasla daha objektif veri sağlayacağı değerlendirilmiştir. Algılanan finansal okuryazarlığın ölçülmesi ve modele dahil edilmesi Allgood ve Walstad (2016) tarafından yapılan çalışmadan modele aktarılmıştır. Risk karşıtlığının ölçülmesi için Dinç-Aydemir ve Aren (2017) tarafından kullanılan beşli likert tipi ölçekten faydalanılmıştır. Dinç-Aydemir ve Aren (2017) kendi çalışmalarında R1, R2, R3, R4 ve R7 kodlu maddeleri risk ölçeğinin bileşenleri olarak esas alırken, çalışmamızda risk ölçeği olarak R1, R2, R5 ve R6 kodlu maddelerden faydalanılması faktör yüklerinin daha yüksek olması dolayısıyla tercih edilmiştir.

Çalışmamızda faydalanılan dört maddeden oluşan risk karşıtlığı ölçeğinin yapı geçerliliğini tespit etmek ve faktör yapısını ortaya koymak amacıyla açımlayıcı faktör analizi (AFA) yapılmıştır. Bu doğrultuda temel bileşenler (*principal components*) ve doğrudan eğik döndürme (*direct oblimin*) yöntemlerinden yararlanılmıştır. Temel bileşenler yönteminin tercih edilmesinin nedeni, bütün maddelerdeki maksimum varyansı açıklayacak faktörleri ortaya koyarak basit bir değerlendirmeye olanak sağlamasıdır (Akgül, 2021, p. 456). Doğrudan eğik döndürme yönteminin kullanılmasının nedeni ise ölçekteki maddeler arasında korelasyon bulunduğunun düşünülmesidir (Akgül, 2021, p. 462). Açımlayıcı faktör analizine geçmeden önce örneklem sayısının AFA için yeterli olup olmadığını kontrol etmek amacıyla Kaiser – Meyer – Olkin (KMO) değeri hesaplanmıştır. KMO değeri 0,530 olarak hesaplanmış ve örneklem sayısının faktör analizi için yeterli olduğu değerlendirilmiştir. 0,50 üzerindeki bir KMO değeri örneklem sayısının AFA için yeterli olduğu şeklinde değerlendirilmektedir (Field, 2009, p. 659). Maddeler arasındaki korelasyonun yeterince büyük olup olmadığının değerlendirilmesi için Barlett testi yapılmıştır. Testin sonucuna göre $\chi^2(6) = 589,825$; $p < 0,05$ bulunmuş ve maddeler arasındaki korelasyonun AFA için yeterince yüksek olduğu sonucuna ulaşılmıştır. AFA sonucunda 4 maddelik risk karşıtlığı ölçeğinin iki faktörlü bir yapıya sahip olduğu ve bu faktörlerin toplam varyansın %78,78’ini açıkladığı belirlenmiştir. Bu da risk karşıtlığı ölçeğinin geçerli olduğu sonucunu ortaya koymaktadır.

Tablo 3: Açımlayıcı faktör analizi bulguları

Maddeler	Faktör 1	Faktör 2
R1	0,895	
R2	0,885	
R5		0,837
R6		0,936
Öz Değer	1,851	1,301
Açıklanan Varyans (%)	46,26	32,52
Açıklanan Toplam Varyans (%)		78,78

Ayrıca risk karşıtlığı ölçeğinin güvenilirliğini tespit etmek amacıyla Cronbach Alpha (α) analizi yapılmış ve ölçeğin güvenilirliği $\alpha = 0,610$ bulunmuştur. 0 – 1 arasında bir değer alan α katsayısının 0,6 – 0,8 arasında olduğu durum ölçeğin güvenilir olduğunu göstermektedir (Akgül, 2021, p. 475). Geçerliliği ve güvenilirliği teyit edilen 4 maddeden oluşan risk karşıtlığı ölçeğinden elde edilen verilerden türetilen risk karşıtlığı değişkeni modele dahil edilmiştir.

Model olasılığa dayalı bir sınıflandırma yöntemi olan lojistik regresyon yöntemi ile tahmin edilmiştir. Barbic ve ark. (2016), Munir ve ark. (2020) ve Çavuşoğlu ve ark. (2023) modellerini lojistik regresyon aracılığıyla tahmin etmiştir.

3.4. Örneklem, Araçlar ve Veri

Sağlık Bilimleri Üniversitesi Hamidiye yerleşkesinde lisans ve ön lisans düzeyinde çeşitli bölümlerde öğrenim gören öğrencilerden oluşan örneklem 703 adet gözlemden oluşmaktadır. Katılımcılara ulaşılmasında kartopu örnekleme yönteminden yararlanılmıştır. Kartopu örnekleme yöntemi ulaşılması güç deneklerin örnekleme dahil edilmesi bakımından oldukça yararlıdır (Gürbüz & Şahin, 2018, p. 133). Sağlık Bilimleri Üniversitesi Hamidiye yerleşkesi ön lisans ve lisans düzeyinde on bini aşkın öğrencinin kırk üç farklı programda öğrenim gördüğü kalabalık bir öğrenci topluluğuna sahiptir. Bu durumun potansiyel katılımcı öğrencilere ulaşılmasını fiilen güçleştirmesi nedeniyle çalışmada kartopu örnekleme yönteminden faydalanılmıştır.

Lojistik regresyon analizinin yapılabilmesi için gereksinim duyulan asgari örneklem büyüklüğü güç analizi (*G*Power*) yöntemi ile tespit edilmiştir. Bunun için *G*Power 3.1.* programından yararlanılmıştır. 0,80 test gücünde ($1-\beta$) ve 0,05'lik anlamlılık düzeyinde (α) gerekli diğer parametreler programa tanımlandıktan sonra lojistik regresyon modeli için ihtiyaç duyulan örneklem büyüklüğü 330 olarak hesaplanmıştır (Tablo 4). Dolayısıyla üzerinde çalışılacak olan 703 gözlemden oluşan örneklem lojistik regresyon analizi için yeterlidir.

Tablo 4: G*Power örneklem büyüklük tablosu

z tests : Logistic regression		
Options: Large sample z-Test, Demidenko with var corr		
Analysis: A priori: Compute required sample size		
Input:	Tail(s)	= Two
	Odds ratio	= 2.0314126
	Pr(Y=1 X=1) H0	= 0.3114
	α err prob	= 0.05
	Power (1- β err prob)	= 0.80
	R ² other X	= 0.186
	X distribution	= Binomial
	X parm π	= 0.50
Output:	Critical z	= 1.9599640
	Total sample size	= 330
	Actual power	= 0.8001045

İhtiyaç duyulan örneklem büyüklüğünün *G*Power* programıyla belirlenmesini takip eden süreçte, model için ihtiyaç duyulan soruların yer aldığı bir anket çalışması tasarlanmıştır. Ankette, objektif finansal okuryazarlığın ölçülmesi amacı doğrultusunda bir performans testi (Van Rooij ve ark., 2011), risk karşıtlığının ölçülmesine yönelik beşli likert tipte bir ölçek (Dinç-Aydemir & Aren, 2017) ve demografik sorular yer almaktadır. Anket çalışmasının nihai olarak uygulanmasından önce 30 kişilik homojen bir grup üzerinde yüz yüze pilot uygulaması gerçekleştirilmiştir. Soruların anlaşılabilirliği ve diğer hususlarda olumsuz bir geri bildirim alınmaması üzerine anket Mayıs – Haziran 2022’de *Google Forms* platformu aracılığıyla potansiyel katılımcılara ulaştırılmış ve uygulaması gerçekleştirilmiştir. Örneklemeye ilişkin elde edilen tam ve eksiksiz veriler *Excel* paket programında işlenerek analize hazır hale getirilmiştir. Hazır hale getirilen veriler *SPSS* paket programı aracılığıyla lojistik regresyon analizine tabi tutulmuştur. Örneklemeye ilişkin tanımlayıcı istatistikler Tablo 5, Tablo 6 ve Tablo 7’de yer almaktadır. Tablo 5 ve Tablo 6’da yer alan puanlar finansal okuryazarlık testinde yer alan 11 sorunun her birinin 9 puan ile çarpılması sonucunda 99 puana ölçeklendirildiği duruma göre hesaplanmıştır.

Tablo 5: Çeyreklik dilimlere göre finansal okuryazarlık puanları

Min	1Q	2Q	3Q	4Q (Max)
0	9	36	54	99

Tablo 6: Alt grupların çeyreklik objektif finansal okuryazarlık dilimlerine göre dağılımı (%), gözlem ve ortalama değerleri

	1Q (9/99)	2Q (36/99)	3Q (54/99)	4Q (99/99)	N	Ort. (99)
Yatırım yapmayan	34,82	34,59	18,35	12,24	425	28,65
Yatırım yapan	17,99	32,37	21,58	28,06	278	40,45
Algılan düşük Fin. Okuryazarlık	48,73	35,41	11,90	3,97	353	19,73
Algılan yüksek Fin. Okuryazarlık	7,43	32,00	27,43	33,14	350	46,98
Tasarruf yapmayan/yapamayan	31,23	36,84	19,30	12,63	285	29,49
Tasarruf oranı %20'ye kadar	27,27	36,04	18,83	17,86	308	33,35
Tasarruf oranı %20'den fazla	22,73	19,09	22,73	35,45	110	43,45
Kadın	31,59	36,65	18,15	13,61	573	29,76
Erkek	13,08	20,77	26,15	40,00	130	49,36
Çalışmayan	28,01	35,14	19,86	16,98	589	32,58
Çalışan	28,95	26,32	18,42	26,32	114	37,26
Ön lisans	28,93	30,58	19,01	21,49	121	35,33
Lisans	28,01	34,36	19,76	17,87	582	32,88
18 yaş	17,24	27,59	29,31	25,86	58	41,90
19 yaş	27,21	30,88	20,59	21,32	136	34,94
20 yaş	28,48	37,58	20,00	13,94	165	31,60
21 yaş	26,09	33,91	22,61	17,39	115	34,04
22 yaş	29,27	40,65	13,01	17,07	123	30,29
23 yaş	36,36	29,09	21,82	12,73	55	29,45
24+ yaş	35,29	23,53	11,76	29,41	51	33,58
Ailede finans alanında çalışan yok	29,04	33,75	19,47	17,74	637	32,67
Ailede finans alanında çalışan var	19,70	33,33	21,21	25,76	66	39,41
GENEL TOPLAM	28,17	33,71	19,63	18,49	703	33,30

Tablo 7: Alt grupların kendi içinde yatırım piyasalarına katılma oranları (%)

Objektif Finansal Okuryazarlık	Yaş	
Düşük finansal okuryazarlık	31,14	18
Yüksek finansal okuryazarlık	47,88	19
		20
Algılanan Finansal Okuryazarlık		21
Algılanan düşük fin. okuryazarlık	28,33	22
Algılanan yüksek fin. okuryazarlık	50,86	23
		24+
Tasarruf Eğilimi		
Tasarruf yap(a)mayanlar	30,18	Çalışma Durumu
%20'ye kadar	42,21	Çalışmayanlar
%20 ve üzeri	56,36	Çalışanlar
Ailede Finans Alanında Çalışan Bulunması		Cinsiyet
Yok	37,68	Kadın
Var	57,58	Erkek
		Eğitim
		Ön lisans
		Lisans

3.5. Analiz ve Bulgular

Google Forms platformu üzerinden çekilen veriler *MS Excel* programında analize hazır hale getirilerek *SPSS* paket programında lojistik regresyon analizine tabi tutulmuştur. Regresyon analizi neticesinde elde edilen çıktılar Tablo 5’te gösterilmiştir.

Tablo 8: Lojistik regresyon tahminleri

	$\hat{\beta}_{Model}$	<i>S.E.</i>	<i>p-value</i>	<i>Odds ratio</i>	<i>Lower 95%</i>	<i>Upper 95%</i>
<i>Constant</i>	-1,980	0,866	0,022	0,138	–	–
<i>YFoy</i>	0,263	0,190	0,167	1,301	0,896	1,890
<i>AYfoy</i>	0,599	0,194	0,002	1,821	1,245	2,663
<i>RK</i>	-0,345	0,132	0,009	0,708	0,547	0,917
<i>K</i>	-0,636	0,222	0,004	0,530	0,343	0,818
<i>L</i>	0,174	0,231	0,451	1,190	0,757	1,871
<i>C</i>	0,751	0,229	0,001	2,119	1,353	3,319
<i>TE1</i>	0,478	0,186	0,010	1,614	1,122	2,321
<i>TE2</i>	0,788	0,252	0,002	2,198	1,343	3,599
<i>AF</i>	0,681	0,281	0,015	1,975	1,139	3,424
<i>Y</i>	0,104	0,036	0,004	1,110	1,034	1,191

$p_{HL} = 0.763,$ $R_{CS}^2 = 0.140,$ $R_N^2 = 0.190$

Hosmer – Lemeshow (*HL*) testi modelin uyum iyiliğine dair çıkarsama yapmak için faydalanılan bir testtir. Test ile üretilen ki-kare istatistiğinin anlamlılık düzeyinin (0.763) 0,05’ten büyük olması ($p > 0,05$) gerçekte gözlemlenen olaylarla model tarafından tahmin edilen olaylar arasındaki uyumun iyi olduğunu göstermektedir. Cox – Snell ($R_{CS}^2=0.140$) ve Nagelkerke ($R_N^2=0.190$) R^2 değerleri bağımlı değişkenin varyansının ne kadarlık kısmının bağımsız değişkenlerle açıklandığını göstermektedir. Model için hesaplanan R^2 değerleri yüksek olarak kabul edilemese de modelin amacının bağımlı değişkeni tahmin etmek olmadığı, bağımsız değişkenlerle bağımlı değişken arasında anlamlı bir ilişkinin var olup olmadığını ve ilişkinin yönünü ortaya koymak olduğu mevcut durumda düşük R^2 değerinin ihmal edilebilir olduğunu söylemek mümkündür. Cohen (2003), lojistik regresyon modelleri için hesaplanan Cox – Snell R^2 ve Nagelkerke R^2 gibi pseudo R^2 değerlerinin bağımlı değişkendeki varyansın açıklanma oranı bağlamında uyum iyiliği göstergesi olarak kabul edilemeyeceğini ifade ederken, Hosmer ve Lemeshow (2000), iyi bir lojistik regresyon modeli için hesaplanan R^2 değerinin iyi bir OLS regresyon modeli için hesaplanan R^2 değerinden genellikle düşük olduğunu, bunun da lojistik regresyon sonuçlarının kötü modellere işaret ettiği şeklinde yanlış algılamalara yol açabileceğini savunmaktadır.

Lojistik regresyon analizinin sonucuna göre, objektif olarak ölçülen finansal okuryazarlık verisinden elde edilen yüksek finansal okuryazar olma (*YFoy*) durumu ile yatırım piyasalarına katılma arasında 0,05 anlamlılık düzeyinde anlamlı bir ilişkinin var olmadığı görülmektedir. Dolayısıyla, H_0 hipotezi reddedilememiştir. Yatırım piyasalarına katılım üzerinde açıklayıcı etkiye sahip olmayan bir diğer faktör de lisans öğrencisi olma (*L*) durumudur.

Objektif olarak ölçülen finansal okuryazarlığın aksine öz bildirim yoluyla ölçülen algılanan

yüksek finansal okuryazarlık (*AYfoy*) yatırım piyasalarına katılımın bir açıklayıcısı konumundadır. Algılanan finansal okuryazarlıkla yatırım piyasalarına katılma arasında doğru yönlü bir ilişki mevcuttur. Bir diğer açıklayıcı faktör cinsiyettir. Kadınların (*K*) erkeklere kıyasla yatırım piyasalarına katılma eğilimleri daha düşüktür. Ücretli olarak bir işte çalışan bir öğrencinin (*CO*) yatırım piyasalarına katılma olasılığı daha yüksektir. Tasarruf oranının da oldukça anlamlı bir faktör olduğu görülmektedir. Gelirinin/bütçesinin %20'sinden fazlasını tasarruf eden bir öğrencinin (*TE2*) yatırım piyasalarına katılma eğilimi, hem %20'ye kadar tasarruf eden bir öğrenciye (*TE1*) kıyasla, hem de hiç tasarruf etmeyen bir öğrenciye kıyasla daha yüksektir. Tasarruf oranı %20'ye kadar olan bir öğrencinin ise hiç tasarruf etmeyen bir öğrenciye kıyasla yatırım piyasalarına katılma eğilimi daha yüksektir. Ailesinde finans alanında çalışan bir bireyin bulunduğu öğrencilerin (*AF*) yatırım yapmaya daha yatkın oldukları gözlemlenmektedir. Risk karşıtlığı (*RK*) arttıkça finansal yatırımlardan kaçınma eğilimi artmaktadır. Yaş (*Y*) arttıkça yatırım yapma eğilimi yükselmektedir.

4. Sınırlamalar ve İleri Çalışmalar

Sınırlamalar

Çalışmada faydalanılan örneklem kümesi Sağlık Bilimleri Üniversitesi Hamidiye kampüsünde sağlık temalı çeşitli bölümlerde öğrenim gören ön lisans ve lisans öğrencileri ile sınırlıdır. Dolayısıyla, Sağlık Bilimleri Üniversitesi'nin diğer kampüslerinde öğrenim gören öğrenciler (lisansüstü öğrenciler dahil olmak üzere) örneklemimizin kapsamının dışındadır. Çalışmanın üniversitenin diğer kampüslerini ve lisansüstü öğrencileri de içine alması halinde daha kapsamlı sonuçlar elde edilebilir. Ayrıca iktisadi ve idari bilimler, hukuk, fen edebiyat, mühendislik ve mimarlık gibi diğer akademik branşlarda eğitim gören öğrencileri de içine alan bir çalışma çok daha kapsamlı sonuçlar ortaya koyabilir.

Örnekleme ait farklı alt grupların oluşturulmasında gruplar arası denge mümkün mertebe gözetilmeye çalışılmıştır. Ancak gönüllülük esasına dayanan bir çalışma olduğu için bazı gruplarda katılımcı sayısı görece düşük kalmıştır. Modelin sağlıklı bir biçimde kurulması ve analiz edilmesi noktasında bu farklılık önemli kabul edilebilecek bir sorun teşkil etmese de gruplar arası farklılıkların giderilmesi daha kesin sonuçlar verebilir.

Çalışmada faydalanılan finansal okuryazarlık testi Van Rooij ve ark. (2011) tarafından geliştirilip uygulanan iki boyutlu finansal okuryazarlık testinin ileri düzeyde finansal okuryazarlığı (yatırım okuryazarlığını) ölçen ikinci boyutudur. Test, literatürde finansal okuryazarlığın ölçülmesi için başvurulan kaynakların başında gelmektedir. Testte hisse senedi, tahvil ve yatırım fonu bilgisini ölçen soruların yanı sıra risk farkındalığını ölçen sorular da mevcuttur. Ancak, testte altın (veya başka bir emtia), döviz, kripto para bilgisi ve diğer yatırım enstrümanlarına ilişkin bilgi düzeyini doğrudan ya da dolaylı olarak ölçen herhangi bir soru yer almamaktadır.

İleri Çalışmalar

Bu çalışma için faydalanılan örneklemin yukarıda ifade edilen sınırlamalardan arındırılarak çalışılması gelecekte yapılabilecek çalışmalar için bir motivasyondur. Altın ve döviz yatırımları döviz kuru riski taşımayan ülkelerde çok anlamlı getiriler vaat etmeyebilir. Ancak döviz kuru riski baskısı altında olan ülkemiz ve gelişmekte olan ülkelerdeki yerleşikler için altın ve döviz yatırımları yoğunlukla tercih edilen yatırım araçları olabilmektedir. Dolayısıyla gelişmekte olan ülkeler için altın ve döviz kuru bilgisini ölçen alternatif finansal okuryazarlık ölçekleri geliştirilebilir.

Ayrıca kripto paraların da bir yatırım enstrümanı olarak finans dünyasında ve yatırımcılar nezdinde kabul gördüğünü göz ardı etmemek gerekir. Finansal okuryazarlık testlerinde kripto para bilgisini ölçen sorulara da yer verilmelidir. Yatırım araçları bilgisini daha kapsamlı olarak ölçen bir finansal okuryazarlık testi ile bu çalışma yeniden yapılabilir. Üniversite öğrencilerinin yanı sıra toplumun farklı kesimleri de bu çalışmaya dahil edilerek karşılaştırmalı sonuçlar elde edilebilir.

5. Sonuç

Literatürdeki yaygın bulgu finansal okuryazarlıkla çeşitli finansal araçlara yatırım yapılması arasında doğru yönlü bir ilişkinin varlığını desteklemektedir. Bu durum gerek performans testleri aracılığıyla objektif olarak ölçülen finansal okuryazarlık bakımından, gerekse de öz bildirim yoluyla sübjektif olarak ölçülen algılanan finansal okuryazarlık bakımından geçerlidir (bkz. Tablo 1). Üniversite öğrencileri özelinde yapılan çalışmalar da bu çıkarımı desteklemektedir (Stoian ve ark., 2020; Gürbüz Yılmaz; 2023). Ancak, çalışmamızda ulaşılan sonuç algılanan finansal okuryazarlık bakımından literatürdeki bulguları desteklerken, objektif finansal okuryazarlık bakımından literatürdeki hakim bulgulardan ayrılmaktadır. Algılanan finansal okuryazarlığın yatırım kararları üzerinde anlamlı ve pozitif bir etkiye sahip olması öğrencilerin yatırım yapma yeterliliğine sahip olup olmadıklarının bilinciyle yatırım kararı aldıklarını göstermektedir. Başka bir deyişle, finansal okuryazarlıkları yüksekse yatırım yapabileceklerinin, düşükse yatırım yapmamaları gerektiğinin bilinciyle hareket etmektedirler. Bu da yatırım kararı alırken rasyonel saiklerle hareket ettiklerini göstermektedir. Bu durumun gerçekte sahip oldukları finansal okuryazarlıkla desteklenmemesi ise objektif olarak ölçülen finansal okuryazarlıklarıyla kendilerinin bildirdikleri finansal okuryazarlıkları arasında farklılıklar olduğuna işaret etmektedir. Dolayısıyla, öğrenciler her ne kadar sahip olduklarını düşündükleri finansal okuryazarlık seviyesine uygun olarak, akılcı motivasyonlara dayanarak finansal araçlara yatırım yapsalar da, gerçekte sahip olduklarını düşündükleri finansal okuryazarlık düzeyine sahip olmadıkları için yapmış oldukları finansal yatırımlar temel yatırım bilgisiyle desteklenmemiş spekülatif nitelikte yatırımlardan ibarettir. Yatırım kararı alırken bilinçli davranma niyetine sahip olmalarına rağmen farkında olmadan bilinçsiz yatırımlar yapmaktadırlar.

Riske maruz kalmanın yatırım yapmanın doğasının bir parçası olduğu düşünüldüğünde, risk karşıtlığı ile finansal araçlara yatırım yapma arasında ters yönlü bir ilişkinin olması oldukça anlamlıdır. Ulaşılan bu yöndeki bulgu literatürdeki yaygın bulguyla uyumludur (Shum & Faig, 2006; Nguyen ve ark., 2016; Fauzi ve ark., 2017; Aren & Hamamcı, 2019; Stoin ve ark., 2020).

Kadınların erkeklere kıyasla finansal araçlara yatırım yapma eğilimlerinin düşük olduğu yönünde ulaştığımız bulgu literatüre hakim olan bulgularla paraleldir (Van Rooij ve ark., 2011; Almenberg & Dreber, 2015; Aren & Canikli, 2019; Salem, 2019; Munir ve ark., 2020). Kadınların risk karşıtlığının (ort. 3,66/5) erkeklere (ort. 3,30/5) kıyasla daha yüksek olması bu durumun olası gerekçesidir.

Tasarrufların yatırımların finansmanının kaynağı olduğu düşünüldüğünde daha fazla tasarruf yapılmasıyla daha fazla yatırım yapılması arasında doğru yönlü bir ilişkinin varlığı beklenir (Guiso & Jappelli, 2005; Campbell, 2006; Van Rooij ve ark., 2011; Temel-Nalın, 2013; Khan ve ark., 2020; Munir ve ark., 2020; Çavuşoğlu ve ark., 2023). Çalışmamızda ulaşılan bulgular da bu doğrultudadır. Tasarruf oranı arttıkça yatırım yapma eğilimi de artmaktadır. Bu bulguyu destekleyen bir diğer bulgu da çalışıyor olma ile yatırım yapma arasında doğru yönlü bir ilişkinin tespit edilmiş olmasıdır. Çalışan öğrencilerin (ort. 0,92/2) çalışmayan öğrencilere (ort. 0,71/2) kıyasla dahil oldukları tasarruf dilimi daha yüksektir. Bu da çalışan öğrencilerin yatırım yapma eğiliminin görece yüksek oluşunun

muhtemel bir açıklayıcısıdır. Ayrıca literatürde iş hayatındaki finansal sosyalleşme imkanının yatırım yapma davranışını olumlu anlamda etkilediğine dair bulgular da yer almaktadır (Pant ve ark., 2009; Khan ve ark., 2020). İleri bir çalışmayla bu olasılık araştırılabilir.

Ebeveyn ya da kardeşler arasında finans alanında çalışan birinin bulunması o kişinin finans bilgisi, finansal sosyalleşmesi ve tecrübesi vasıtasıyla diğer aile bireyleri üzerinde pozitif bir dışsallık yaratabilir. Çalışmamızda ulaştığımız sonuçlar da bu yöndeki bir önermeyi desteklemektedir. Aile bireyleri arasında finans alanında çalışan bulunanların yatırım piyasalarına katılma ihtimalleri daha yüksektir. Bu da Khawar ve Sarwar (2021) tarafından ulaşılan bulgularla uyumludur.

Örnekleminizin ön lisans ve lisans öğrencilerinden oluşması dolayısıyla öğrencilerin arasında ciddi yaş farkları bulunmamaktadır. Ancak buna rağmen yaşın yatırım piyasalarına katılım üzerinde etkili bir faktör olduğu, yaş ile yatırım piyasalarına katılım arasında pozitif yönlü bir ilişki bulunduğu tespit edilmiştir. Üniversite öğrenciliğinin ebeveyn güdümünden bağımsız bir birey olmaya giden yolda yarı otonom bir süreç olduğu kabul edildiğinde, pek çok öğrenci tüketim, tasarruf ve yatırım kararlarını kendi başlarına ilk kez üniversitede buldukları süre içerisinde almaktadırlar. Bunun da bireysel finansal kararların alınması noktasında öğrenciler nezdinde zaman içerisinde bilinç, tecrübe ve farkındalık oluşturması beklenebilir. Böylece yaşı ilerleyen öğrenciler yatırım yapma eğilimine sahip olabilirler. Ulaşılan bulgular, Van Rooij ve ark. (2011), Kadoya ve ark. (2017), Munir ve ark. (2020) ve Çavuşoğlu ve ark. (2023) ile uyumludur.

Literatürdeki yaygın görüş öğrenim düzeyinin finansal yatırım yapma kararları üzerinde etkili olduğunu öne sürse de (Guiso & Jappelli, 2005; Campbell, 2006; Van Rooij ve ark., 2011; Aren & Aydemir, 2015) lisans ya da ön lisans öğrencisi olmanın çalışmamızda ulaşılan bulgular itibarıyla öğrencilerin yatırım piyasalarına katılmaları üzerinde anlamlı bir etkiye sahip olmadığı görülmektedir. Lisans (%39,86) ve ön lisans (%38,02) öğrencilerinin kendi içlerinde yatırım piyasalarına katılma oranlarının birbirine yakınsadığı söylenebilir. Bu da her iki grupta bulunan öğrencilerin benzer finansal farkındalığa sahip olduğuna işaret etmektedir. İçinde yaşanan ekonomik koşulların homojen olduğu varsayıldığında finansal araçlara yatırım yapılmasını teşvik eden temel motivasyonun akademik başarıdan ziyade finansal farkındalık olması bu durumun olası sebepleri arasında yer alabilir. İleri çalışmalarla bu olasılık araştırılabilir.

Araştırma sonuçları bütüncül bir bakış açısıyla ele alındığında, öğrencilerin finansal konulardaki bilgi birikimini artırmadan yatırım yapmaya girişmelerinin risklerini doğru bir biçimde yönetebilmelerinin ve akılcı finansal kararlar alabilmelerinin önünde engel olduğu değerlendirilmektedir. Bilgiye erişimin geçmişte hiç olmadığı kadar kolay olduğu günümüzde ortaya çıkması olası maddi ve manevi kayıpların önüne geçilebilmesi adına öğrencilerin finansal okuryazarlıklarını artırmaları tavsiye edilmektedir. Finansal okuryazarlığın toplumun her kesiminin ortak meselesi olduğu düşünüldüğünde, üniversitelerin yalnızca ekonomi ve finans temalı bölümlerinde değil, bütün lisans ve ön lisans bölümlerinde bireysel finans alanındaki derslerin zorunlu ders olarak okutulması politika yapıcılarına önerilmektedir.

Etik Komite Onayı: Bu çalışma Sağlık Bilimleri Üniversitesi Hamidiye Bilimsel Araştırmalar Etik Kurulu tarafından onaylanmıştır (Toplantı Tarihi : 27.05.2022 - Karar No : 14/40)

Bilgilendirilmiş Onam: Katılımcılardan bilgilendirilmiş onam alınmıştır.

Hakem Değerlendirmesi: Dış bağımsız.

Yazar Katkıları: Çalışma Konsepti/Tasarım- B.S., D.D.; Veri Toplama- B.S.; Veri Analizi/Yorumlama- B.S., D.D.; Yazı Taslağı- B.S., D.D.; İçeriğin Eleştirel İncelemesi- B.S., D.D.; Son Onay ve Sorumluluk- B.S., D.D.

Çıkar Çatışması: Yazarlar çıkar çatışması beyan etmemişlerdir.

Finansal Destek: Yazarlar finansal destek beyan etmemişlerdir.

Ethics Committee Approval: This study was approved by the ethics committee of the Health Sciences University Hamidiye Scientific Research Ethics Committee (Meeting Date: 27.05.2022 - Decision No: 14/40)

Informed Consent: Written consent was obtained from the participants.

Peer Review: Externally peer-reviewed.

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

Conflict of Interest: Authors declared no conflict of interest.

Financial Disclosure: Authors declared no financial support.

ORCID:

Barış Sancak 0000-0002-1017-3453

Dilek Demirbaş 0000-0002-3727-916X

KAYNAKLAR / REFERENCES

- Akben Selcuk, E., & Altıok Yılmaz, A. (2014). Financial literacy among Turkish College Students: The role of formal education, *Learning Approaches and Parental Teaching Psychological Reports*, 115(2), 351–371.
- Akgül, A. (2021). *İstatistiksel Analiz Teknikleri: SPSS'te İşletme Yönetimi ve İktisat Uygulamaları*, Alfa Yayınevi.
- Allgood, S., & Walstad, W. B. (2016). The effects of perceived and actual financial literacy on financial behaviors, *Economic Inquiry*, 54(1), 675–697.
- Almenberg, J., & Dreber, A. (2015). Gender, stock market participation and financial literacy *Economics Letters*, 137, 140–142.
- Anderson, A., Baker, F., & Robinson, D. T. (2017). Precautionary savings, retirement planning and misperceptions of financial literacy, *Journal of Financial Economics*, 126, 383–398.
- Anindita, N. L. P. S. D., Ulpah, M. (2020). Individual traits, risk perception, financial literacy & investment decisions, *Proceedings Of The 5th Padang International Conference On Economics Education, Economics, Business And Management, Accounting And Entrepreneurship, PICEEBA-5 2020*, 152, 542–548.
- Aren, S., & Hamamcı, H. N. (2019). Relationship between risk aversion, risky investment intention, investment choices Impact of personality traits and emotion, *Kybernetes*, 49(11), 2651–2682.
- Aren, S., & Hamamcı, H. N. (2022). Evaluation of investment preference with phantasy, emotional intelligence, confidence, trust, financial literacy and risk preference, *Kybernetes*, 52(12), 6203–6231.

- Aren, S., & Canikli, S. (2019). Effect of financial literacy and risk perception on individual investors' investment choices, *European Proceedings of Social and Behavioural Sciences*, 54, 800–809.
- Aren, S., & Dinç Aydemir, S. (2015). The factors influencing given investment choices of individuals, *Procedia Social and Behavioral Sciences*, 210, 126–135.
- Aren, S., & Akgüneş, A. O. (2019). Objective, subjective financial literacy influence on cognitive style and financial risk perception, *European Proceedings of Social and Behavioural Sciences*, 71, 338–345.
- Arora, J., & Chakraborty, M. (2022). Role of financial literacy in investment choices of financial consumers: An insight from India, *International Journal of Social Economics*, 50(3), 377–397.
- Arslan, O. (2020). Üniversite öğrencilerinde finansal okuryazarlık düzeyinin belirlenmesi: Sivas Cumhuriyet Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Örneği, *Kahramanmaraş Sütçü İmam Üniversitesi Sosyal Bilimler Dergisi*, 17(1), 227–257.
- Atkinson, A., & Messy, F.-A. (2011). Assessing financial literacy in 12 countries: An OECD/INFE International Pilot Exercise, *Journal of Pension Economics and Finance*, 10(4), 657–665.
- Baltacı, N., & Küçük, E. (2020). Üniversite öğrencilerinin finansal okuryazarlık seviyelerinin belirlenmesi üzerine bir araştırma: Doğu Karadeniz Örneği, *Gümüşhane Üniversitesi Sosyal Bilimler Dergisi*, 11(3), 846–857.
- Barbic, D., Palic, I., & Bahovec, V. (2016). Logistic regression analysis of financial literacy implications for retirement planning in Croatia, *Croatian Operational Research Review*, 7(2), 319–331.
- Bianchi, M. (2018). Financial literacy and portfolio dynamics, *The Journal of Finance*, 73(2), 831–859.
- Bodie, Z., & Crane, D. B. (1997). Personal investing: advice, theory and evidence, *Financial Analysts Journal*, 53, 13–23.
- Borden, I. M., Lee, S.-A., Serido, J., & Collins, D. (2008). Changing college students' financial knowledge, attitudes, and behavior through seminar participation, *Journal of Family and Economic Issues*, 29, 23–40.
- Burke, M. A., & Manz, M. (2014). Economic literacy and inflation expectations: evidence from a laboratory experiment, *Journal of Money, Credit and Banking*, 46(7), 1421–1456.
- Calcagno, R., & Monticone, C. (2015). Financial literacy and the demand for financial advice, *Journal of Banking & Finance*, 50(1), 363–380.
- Campbell, J. Y. (2006). Household finance, *Journal of Finance*, 61, 1553–1604.
- Chawla, D., Bhatia, S., & Singh, S. (2022). Parental influence, financial literacy and investment behaviour of young adults, *Journal of Indian Business Research*, 14(4), 520–539.
- Chen, H., & Volpe, R. P. (1998). An analysis of personal financial literacy among college students, *Financial Services Review*, 7(2), 107–128.
- Cohen, J., Cohen, P., West, S. G. & Aiken L. S. (2003). *Applied multiple regression/correlation analysis for the behavioral sciences*, London: Lawrence Erlbaum Associates.
- Cull, M., & Whitton, D. (2011). University students' financial literacy levels: obstacles and aids, *The Economic and Labour Relations Review*, 22(1), 99–114.
- Cumurovic, A., & Hyll, W. (2019). Financial literacy and self-employment, *Journal of Consumer Affairs*, 53, 455–487.
- Çavuşoğlu, A., Ekşi, İ. H., & Sit, A. (2023). The Relationship between behavioral tendencies and stock market participation: A study for Accounting and Finance Academics, *Istanbul Business Research*, 52(1), 47–65.
- Dahiya, M., Özen, E., & Yadav, K. (2023). The financial literacy of college students: evidence from India, *CMU Journal of Social Sciences and Humanities*, 10(1), 1–13.
- Dinç Aydemir, S., & Aren, S. (2017). Do the effects of individual factors on financial risk-taking behavior diversify with financial literacy?, *Kybernetes*, 46(10), 1706–1734.
- Dwyer, P. D., Gilkeson, J. H., & List, J. A. (2002). Gender differences in revealed risk taking: evidence from mutual fund investors, *Economics Letters*, 76(2), 151–158.

- Ergün, K. (2017). Financial literacy among university students: A study in eight European countries, *International Journal of Consumer Studies*, 42(1), 2–15.
- Evangelou, A., Ferreira-Schenk, S., Ferreira, L., & Bothma, E. (2022). Investment risk tolerance amongst South African University Students in the Vaal Triangle Area, *International Journal of Economics and Financial Issues*, 12(1), 13–23.
- Fauzi, A. W., Ahmad, A. R., Husniyah, S., & Mohamad Fazli, O. (2017). Financial risk tolerance as a predictor for Malaysian Employees' Gold Investment Behavior, *Regional Studies On Economic Growth, Financial Economics and Management*, 7, 63–76.
- Felipe, I. J. D. S., Ceribeli, H., & Lana, T. Q. (2017). Investigating the level of financial literacy of university students. *Revista de Administração, Contabilidade e Economia - RACE*, 16(3), 845–866.
- Field, Andy. (2009). *Discovering Statistics Using SPSS*, SAGE Publications.
- Fujuki, H. (2021). Crypto asset ownership, financial literacy, and investment experience. *Applied Economics*, 53(39), 4560–4581.
- Gathergood, J., & Weber, J. (2017). Financial literacy, present bias and alternative mortgage products, *Journal of Banking & Finance*, 78, 58–83.
- Gavurova, B., Kubak, M., Huculova, E., Popadakova, D., & Bilan, S. (2019). Financial literacy and rationality of Youth in Slovakia, *Transformations in Business & Economics*, 18(3), 43–53.
- Guiso, L., & Jappelli, T. (2005). Awareness and stock market participation, *Review of Finance*, 9(4), 537–567.
- Gürbüz, S., & Şahin, F. (2018). *Sosyal Bilimlerde Araştırma Yöntemleri*, Ankara: Seçkin Yayıncılık.
- Gürbüz, H., & Yılmaz, V. (2023). üniversite öğrencilerinin yatırım davranışlarını etkileyen faktörlerin bir yapısal model ile araştırılması. *Eskişehir Osmangazi Üniversitesi Sosyal Bilimler Dergisi*, 24(3), 708–722.
- Haliassos, M., & Bertaut, C. C. (1995). Why do so few hold stocks?, *The Economic Journal*, 105(432), 1110–1129.
- Happ, R., Hahn, J., Jang, K., & Rueter, I. (2022). Financial knowledge of university students in Korea and Germany, *Research in Comparative and International Education*, 17(2), 301–327.
- Hosmer, D. W., & Lemeshow, S. (2000). *Applied Logistic Regression*, New York: Wiley.
- Hsiao, Y. J., & Tsai, W. C. (2018). Financial literacy and participation in the derivatives markets, *Journal Of Banking And Finance*, 88, 15–29.
- Huston, S. J. (2010). Measuring financial literacy, *Journal of Consumer Affairs*, 44(2), 271–429.
- Kunovskaya, I. A., Cude, B. J., & Alexeev, N. (2014). Evaluation of a financial literacy test using classical test theory and item response theory. *Journal of Family and Economic Issues*, 35, 516–531.
- Jorgensen, B. L., & Savla, J. (2010). Financial literacy of young adults: The Importance of parental socialization, *Family Relations*, 59, 465–478.
- Kadoya, Y., Khan, M. S., & Rabbani, N. (2017). *Does Financial Literacy Affect Stock Market Participation?*, 5 Ocak 2023 tarihinde SSRN Elektronik Dergisi: <https://ssrn.com/abstract=3056562> adresinden alındı.
- Kappal, J. M., & Rastogi, S. (2020). Investment behaviour of women entrepreneurs, *Qualitative Research in Financial Markets*, 12(4), 485–504.
- Karhunen, P., & Ledyeva, S. (2010). Determinants of entrepreneurial interest and risk tolerance among Russian University Students: Empirical Study, *Journal of Enterprising Culture*, 18(3), 229–263.
- Khawar, S., & Sarwar, A. (2021). Financial literacy and financial behavior with the mediating effect of family financial socialization in the financial institutions of Lahore, Pakistan, *Future Business Journal*, 7(1), 1–11.
- Khan, M. S. R., Rabbani, N., & Kadoya, Y. (2020). Is financial literacy associated with investment in financial markets in the United States?, *Sustainability*, 12(18), 1–14.
- Kumar, A. (2009). Who gambles in the stock market?, *The Journal of Finance*, 64(4), 1889–1933.
- Lantara, I. W. N., & Kartini, N. K. R. (2015). financial literacy among university students: empirical evidence from

- Indonesia, *Journal of Indonesian Economy and Business*, 30(3), 247–256.
- Liao, L., Xiaob, J. J., Zhanga, W., & Zhoua, C. (2017). Financial literacy and risky asset holdings: Evidence from China, *Accounting & Finance*, 57, 1383–1415.
- Lotto, J. (2020). Towards improving households' investment choices in Tanzania: Does financial literacy really matter?, *International Journal of Financial Studies*, 8(2), 1–10.
- Lusardi, A., & Mitchell, O. S. (2011). *Financial Literacy and Planning: Implications for Retirement Wellbeing*, 15 Mart 2023 tarihinde National Bureau of Economic Research: https://www.nber.org/system/files/working_papers/w17078/w17078.pdf adresinden alındı.
- Lusardi, A., & Mitchell, O. S. (2014). The Economic importance of financial literacy: theory and evidence, *Journal of Economic Literature*, 52(1), 5–44.
- Lusardi, A., Mitchell, O. S., & Curto, V. (2010). Financial literacy among the young, *Journal of Consumer Affairs*, 44(2), 358–380.
- Mahdzan, N. S., Zainudin, R., & Yoong, S.-C. (2020). Investment literacy, risk tolerance and mutual fund investments: An exploratory study of working adults in Kuala Lumpur, *International Journal of Business and Society*, 21(1), 111–133.
- Montford, W., & Goldsmith, R. E. (2016). How gender and financial self-efficacy influence investment risk taking, *International Journal of Consumer Studies*, 40(1), 101–106.
- Moore, D. L. (2003), *Survey of Financial Literacy in Washington State: Knowledge, Behavior, Attitudes, and Experiences (Technical Report Number 03-39)*, 15 Mart 2023 tarihinde ResearchGate: https://www.researchgate.net/publication/265728242_Survey_of_Financial_Literacy_in_Washington_State_Knowledge_behavior_Attitudes_and_Experiences adresinden alındı.
- Mouna, A., & Anis, J. (2016). Financial literacy in Tunisia: Its determinants and its implications on investment behavior, *Research in International Business and Finance*, 39, 568–577.
- Munir, I. U., Yue, S., Ijaz, M. S., Hussain, S., & Zaidi, S. Y. (2020). Financial literacy and stock market participation: Does gender matter?, *Singapore Economic Review*, 69(3), 1211–1230.
- Nguyen, L. T. M., Gallery, G., & Newton, C. (2016). The Influence of financial risk tolerance on investment decision-making in a financial advice context, *Australasian Accounting Business And Finance Journal*, 10(3), 3–22.
- Nguyen, T. A. N., Polach, J., & Voznakova, I. (2019). The Role of financial literacy in retirement investment choice, *Equilibrium-Quarterly Journal Of Economics And Economic Policy*, 14(4), 569–589.
- Nguyen, T. A. N., & Nguyen, K. M. (2020). Role of financial literacy and peer effect in promotion of financial market participation: Empirical evidence in Vietnam. *Journal of Asian Finance Economics and Business*, 7(6), 1–8.
- OECD/INFE (2017). *International Survey of Adult Financial Literacy Competencies*, 3 Nisan 2023 tarihinde OECD/INFE: <https://www.oecd.org/daf/fin/financial-education/OECD-INFE-International-Survey-of-Adult-Financial-Literacy-Competencies.pdf> adresinden alındı.
- Özdemir, A., Temizel, F., Sönmez, H., & Er, F. (2015). Financial literacy of university students: A Case study for Anadolu University, Turkey, *Uluslararası Yönetim İktisat ve İşletme Dergisi*, 11(24), 97–110.
- Pant, M., Roy Chowdhury, P., & Singh, G. (2009). Financial intermediation and employment., *Review of Market Integration*, 1(1), 61–82.
- Raut, R. K. (2020). Past behaviour, financial literacy and investment decision-making process of individual investors, *International Journal of Emerging Markets*, 15(6), 1243–1263.
- Salem, R. (2019). Examining the investment behavior of Arab Women in the stock market, *Journal of Behavioral and Experimental Finance*, 22, 151–160.
- Sarsour, N., Aldaya, W., & Aldalou, E. (2023). Assessment of financial literacy: Case study of Business students, *Uluslararası İktisadi ve İdari İncelemeler Dergisi*, 39, 123–137.

- Sezal, L. (2021). Üniversite öğrencilerinin finansal okuryazarlık düzeyleri üzerine bir inceleme: Kahramanmaraş Sütçü İmam Üniversitesi Sosyal Bilimler Meslek Yüksekokulu Örneği, *Kahramanmaraş Sütçü İmam Üniversitesi Sosyal Bilimler Dergisi*, 18(3), 2114–2137.
- Shum, P., & Faig, M. (2006). What explains household stock holdings?, *Journal of Banking & Finance*, 30, 2579–2597.
- Spataro, L., & Corsini, L. (2017). Endogenous financial literacy, saving, and stock market participation, *Finanzarchiv*, 73(2), 135–162.
- Statista (2023). *Distribution of Cryptocurrency User Rate in Turkey in 2020, by Age*, 8 Nisan 2023 tarihinde Statista: <https://www.statista.com/statistics/1223592/cryptocurrency-user-age-turkey/> adresinden alındı.
- Stoian, A., Vintilă, N., Iorgulescu, F., Ciobanu, R., Cepoi, C., Dina, A. E., & Draghia, A. E. (2020). Financial literacy, risk aversion and financial behaviours: What shapes the preference for capital market participation?, Alina Mihaela Dima, *Proceedings of the International Conference on Economics and Social Sciences*, 877 – 884.
- Temel Nalın, H. (2013). Determinants of household saving and portfolio choice behaviour in Turkey, *Acta Oeconomica*, 63(3), 309–331.
- Tetik, N. (2019). Üniversite öğrencilerinin finansal okuryazarlık düzeylerinin incelenmesi: İnönü Üniversitesi Örneği, *Manas Journal of Social Studies*, 8(3), 2755–2774.
- Triple-A (2023). *Cryptocurrency Ownership Data*, 9 Mayıs 2023 tarihinde Triple-A: <https://triple-a.io/crypto-ownership-data/> adresinden alındı.
- Van Ooijen, R., & Van Rooij, M. (2016). Mortgage risks, debt literacy and financial advice, *Journal of Banking & Finance*, 72, 201–217.
- Van Rooij, M., Lusardi, A., & Alessie, R. (2011). Financial literacy and stock market participation, *Journal of Financial Economics*, 101, 449–472.
- VAP (2023). *Yaş Grupları Bazında Yatırımcı Sayıları*, 12 Mayıs 2023 tarihinde Veri Analiz Platformu: <https://www.vap.org.tr/yas-gruplari-bazinda-yatirimci-sayilari> adresinden alındı.
- Xu, S., Xiong, Z. T., & Jiao, L. (2019). Financial literacy and household investment performance: Evidence from China, *Transformations In Business & Economics*, 18(2), 237–258.
- Yin, H. Y., & Yang, Q. S. (2022). Investor financial literacy, decision-making behavior, and stock price volatility-evidence from behavioral experiments, *Journal of Neuroscience Psychology and Economics*, 15(2), 69–88.
- Yoong, J. (2010). Financial illiteracy and stock market participation: Evidence from the RAND American Life Panel, 19 Nisan 2023 tarihinde SSRN: https://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=1707523 adresinden alındı.
- Yuan, H., Puah, C.-H., & Yau, J. T.-H. (2022). How does population aging impact household financial asset investment?, *Sustainability*, 14(22), 1–14.
- Yürük, M. (2023). Finansal okuryazarlık düzeylerinin belirlenmesine yönelik bir araştırma: Dicle Üniversitesi Örneği, *Dicle Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü Dergisi*, 33, 426–452.
- Zhao, H. D., & Zhang, L. N. (2021). Financial literacy or investment experience: Which Is more influential in cryptocurrency investment?, *International Journal Of Bank Marketing*, 39(7), 1208 – 1226.

Atf biçimi / How to cite this article

Sancak, B., Demirbaş, D.(2024). The effect of financial literacy on participation in investment markets: a study on university of health sciences students. *İktisat Politikası Araştırmaları Dergisi - Journal of Economic Policy Researches*, 11(2), 204-225. <https://doi.org/10.26650/JEPR1406361>

The spillover effects of economic policy uncertainty on Turkish Unemployment

Ekonomi Politikası Belirsizliğinin Türkiye’de İşsizlik Üzerindeki Yayılma Etkileri

Ahmet Güney¹ , Mustafa Karakuş² , Nuriye Güney³ 

ABSTRACT

Türkiye is a small open economy with free capital mobility; therefore, it may be subject to international transmission of economic policy uncertainty shocks. This study seeks to determine whether foreign economic policy uncertainties drive unemployment fluctuations in Türkiye. We investigate the spillover effects of global and regional economic policy uncertainty indexes and local variables on the Turkish labour market. The study’s main findings show that unemployment is the highest net information receiver under full and rolling sample analysis. The findings also indicate that United States policy uncertainty affects interest rates and inflation through the capital channel. In contrast, European Union and Germany-induced effects affect industrial production and unemployment through the trade channel. The effect of policy uncertainty in EU countries is stronger on unemployment. Local factors influence unemployment more than global factors. Taking steps to control local factors would be beneficial for employment continuity by policymakers.

Keywords: Economic policy uncertainty (EPU), Spillover effects, Unemployment, Labour market

Jel Codes: J101, E44, J64, E32

¹Assoc. Prof., Ankara Hacı Bayram Veli University, Faculty of Economics and Administrative Sciences, Department of Labor Economics and Industrial Relations, Ankara-Türkiye,

²Assist. Prof., Ankara Hacı Bayram Veli University, Gölbaşı Vocational School, Department of Wholesale and Retail Sales, Ankara-Türkiye

³Research Assistant, İnönü University, Faculty of Economics and Administrative Sciences, Department of Economics, Malatya-Türkiye

Corresponding author /

Sorumlu yazar: Ahmet GÜNEY

E-mail / E-posta : ahmet.guney@hbv.edu.tr

Submitted / Başvuru : 28.09.2023

**Revision Requested /
Revizyon Talebi** : 30.04.2024

**Last Revision Received /
Son Revizyon** : 07.05.2024

Accepted / Kabul : 24.06.2024



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

ÖZ

Türkiye serbest sermaye hareketliliğine sahip küçük bir açık ekonomi olması nedeniyle ekonomi politikası belirsizliği şoklarının uluslararası aktarımına maruz kalabilmektedir. Bu çalışma, dış kaynaklı ekonomi politika belirsizliklerinin Türkiye'deki işsizlik oranındaki dalgalanmaların itici gücü olup olmadığını cevaplamayı amaçlamaktadır. Küresel ve bölgesel ekonomi politikası belirsizlik endeksleri ile yerel göstergelerin Türkiye işgücü piyasası üzerindeki yayılma etkileri araştırılmaktadır. Çalışmanın temel bulguları, tam ve yuvarlanan (dalgalanan) örneklem analizleri altında işsizliğin en yüksek net bilgi alıcısı olduğunu göstermektedir. Bulgular ayrıca, ABD kaynaklı politika belirsizliklerinin faiz oranlarını ve enflasyonu sermaye kanalı üzerinden etkilediğine işaret etmektedir. Buna karşılık, AB ve Almanya kaynaklı etkiler sanayi üretimi ve işsizliği ticaret kanalı üzerinden etkilemektedir. AB bölgelerindeki politika belirsizliğinin işsizlik üzerindeki etkisi daha güçlüdür. İşsizlik, küresel faktörlerden ziyade yerel faktörlerden daha fazla etkilenmektedir. Politika yapımcıların yerel faktörleri kontrol etmeye yönelik adımlar atması istihdamın sürekliliği açısından faydalı olacaktır.

Anahtar Kelimeler: Ekonomi politika belirsizliği (EPU), Yayılma etkileri, İşsizlik, İşgücü piyasası

Jel Sınıflandırması: J101, E44, J64, E32

1. Introduction

Rising digitization, trade liberalization, capital mobility, and global investment expose governments to greater policy uncertainty from trading partners or the global economy (Dogah, 2021). Spillover effects research helps us understand how economic factors and events affect not only the main sectors or industries where they occur but also related sectors and the economy as a whole. Economic shocks and spillovers can occur across borders, making it important for policymakers to work together to manage and mitigate their impacts on the global economy. Since the global financial crisis of 2007–2008, the number of studies examining the spillover effects of various economic uncertainty indicators on real and monetary variables has increased significantly (Baker, Bloom & Davis, 2016; Huynh, Nasir & Nguyen, 2023). Due to the increased frequency of government interventions to stabilize economies and the rise in macroeconomic complexity, the number of studies on policy uncertainty has risen dramatically in the aftermath of the crisis (Chen et al., 2019). Fontaine, Razafindravaosolonirina, and Didier (2018), Baker et al. (2016), and Baker et al. (2022) identified several significant events in the global economy over the past decade. These events included Lehman Brothers' bankruptcy in September 2008, the global financial crisis of 2008–2009, the Eurozone debt crisis in 2011, the US fiscal cliff in 2012, the government shutdown in 2013, the Chinese stock market crash in 2015, the European immigration crisis in 2015, the Brexit in 2016, Trump's election in 2017, rising steel and aluminum tariffs in 2018 due to Trump's trade policy tensions, his impeachment in December 2019, the effects of the COVID-19 pandemic in 2020–2021, and the recent political crises in Brazil, France, and South Korea. These events are likely to have significant impacts not only on the countries in which they occur but also on the macroeconomic indicators of other related countries. Policy uncertainty can affect economic activity and growth through alterations in investment, trade, and consumption decisions. Uncertainty in a nation's economic policies can result in spillover effects on other countries through various transmission channels, such as trade, *financial system risk premiums*, and investors, firms, and households' *wait-and-see attitude*. The spillover effects of the foreign EPU can significantly impact the labour markets of countries with trade or investment ties with foreign countries. The alteration of trade regulations, namely tariffs and quotas, may occur in response to fluctuations in foreign uncertainty. These changes may affect trade volumes and pricing, and other nations may retaliate, limiting trade and raising consumer prices. Foreign import tariffs may reduce demand for domestic goods and local employment. This may affect trade-linked firms and countries.

Workers in international trade and foreign investment-dependent industries may be significantly exposed to trade policy and geopolitical uncertainties. Foreign investment and financing (capital flows-financial spillovers) might also fluctuate due to economic policy uncertainties. Investors may withdraw capital from a country if they become more risk-averse because of rising uncertainty. This could affect firms and employment in the country. Aggregate demand significantly affects firms' hiring and investment decisions. Instead of investing in new projects and hiring new personnel, firms may choose a "wait and see" strategy because policy uncertainty raises the upper threshold value of investment (Bloom, 2009). Risk-averse households, owing to a rise in a negative outlook towards prospects, could result in a decline in consumer spending and a surge in savings for preventive purposes. According to Trung (2019), the decrease in output and subsequent reduction in labour demand can be attributed to consumers' and investors' cautious attitude, who adopt a wait-and-see strategy. The occurrence of investment spillovers may reduce investment in specific industries or regions, which could have harmful effects on employment and economic expansion. According to Al-Thaqeb and Algharabali (2019), policy uncertainty significantly impacts businesses, governments, and consumers' purchasing and spending decisions. To mitigate adverse effects and foster economic stability and expansion, policymakers, households, and businesses must comprehend and manage the spillover ramifications of ambiguous economic policies. The existing literature provides different results. Caggiano, Castelnuovo and Figueres (2017) found that the impact of unemployment is more significant both statistically and economically in the United States during economic recessions. Caggiano et al. (2019) presented compelling findings regarding the asymmetric spillover effects of US economic policy uncertainty on Canadian unemployment. Fontaine (2017) indicates that the Chinese economic policy uncertainty (EPU) substantially influences the levels of uncertainty, unemployment, and industrial production in the United States, especially during economic downturns. According to Trung's (2019), the impact of US economic policy uncertainty on 32 countries, representing over 90% of global GDP, has been found to have notable implications for the business cycle fluctuations of global economies. The analysis that improving institutional quality, financial openness, and trade openness would enable these nations to withstand the impact of policy uncertainty emanating from the United States. The research done by Netšunajev and Glass (2017) confirms the adverse impacts of policy uncertainty shocks on unemployment rates in the European Union and the United States. The result was obtained through the application of a structural vector autoregression methodology. Exogenous shocks affected the Eurozone, whereas endogenous shocks appear to have had a greater impact on the United States. Despite a scarcity of literature related to the global labour market, particularly concerning Türkiye, this study attempts to fill this gap by examining the effects of economic policy uncertainty originating from four regions and countries on the unemployment rate in Türkiye. The Turkish economy has extensive integration into global markets, such that fluctuations in market volatility at a global level have immediate and profound impacts on domestic markets (Alkan & Çiçek, 2020). Türkiye is frequently and significantly impacted by external shocks (Civcir & Varoglu, 2019). The relationships among primary trading counterparts can largely explain the mechanisms through which uncertainty spillovers are transmitted. Türkiye's top three trading partners in 2022 were the United States, the EA-27, and Germany, collectively accounting for 6.6%, 40.5%, and 8.3% of the country's total exports. Given the economic downturn that member countries of the EU are currently experiencing, the mutual economic dependence between Türkiye and Europe has resulted in a market contraction for Turkish exporter firms (Sahinoz & Cosar, 2018). The Turkish economy has recently experienced considerable policy uncertainty, including an attempted coup in

July 2016, trade tensions in 2018, the COVID-19 pandemic, and fluctuations in capital movements influenced by various domestic and international factors. Uncertainties have significantly impacted the economy of the country, particularly its labour market. With a population of over 86 million and a relatively young labour force, Türkiye's unemployment rate is critical for the country's economic and social stability. Thus, the spillover effects of uncertainty on the labour market are considered a growing concern for policymakers and economists in Türkiye, which is struggling with high and persistent unemployment. Using the spillover index that Diebold and Yilmaz (2012) developed, this paper investigates four economic policy uncertainty indices in the Turkish labour market. This study contributes insights to policymakers seeking to manage and mitigate the harmful effects of uncertainty on the country's labour market. To the best of our knowledge, this study makes a novel contribution in terms of its methodology and research questions. The research consists of four main questions. Are uncertainties in foreign economic policy driving fluctuations in macroeconomic variables in Türkiye? Which economic policy uncertainty has more impact on the labour market? Is unemployment a net transmitter or receiver? Are relationships changing over time? Most research articles focus on the impacts of the United States or global uncertainty. However, this research also examines the EU and Germany using full and rolling sample analysis following Diebold and Yilmaz (2012). This research makes a novel contribution to policymakers and academic literature by determining the transmission channels through which regions or countries may impact labour markets. The remainder of this paper is organized as follows: Section 2 defines the Diebold and Yilmaz (2012) spillover index. Section 3 examines data and descriptive statistics. Section 4 discusses the findings discussed under related events. Finally, section 5 presents the policy implications.

2. Empirical Methodology

We employ the spillover index, a quantitative measure of market interdependence (Yin & Han, 2014), and the VAR-based connectedness model by Diebold and Yilmaz (2012). The primary advantage of this strategy is its independence from the order of variables. According to Huynh et al. (2023), this method enables the computation of spillover effects' strength and direction over time and between different variables.

We assume covariance stationary p^{th} -order K -variable VAR (p) model with the following matrix notation:

$$Y_t = \phi_0 + \sum_{i=1}^p \phi_i Y_{t-i} + u_t$$

where Y_t is $K \times 1$ vector of endogenous variables, ϕ is a $K \times K$ autoregressive coefficient matrix, u_t is a $K \times 1$ dimensional vector of zero-mean error terms and the covariance matrix Σ . Using the Generalized Forecast Error Variance Decomposition (GFEVD) of the moving average based on VAR proposed by Koop, Pesaran, and Potter (1996) and Pesaran and Shin (1998) can be given by:

$$Y_t = \phi_0 + \sum_{i=0}^{\infty} \psi_i u_{t-i}$$

where the coefficients are in the $(K \times K)$ matrix of ψ_i . H-step-ahead generalized forecast error variance decomposition:

$$\theta_{ij}^{\delta}(H) = \frac{r_{jj}^{-1} \sum_{h=0}^{H-1} (e_i' \psi_h \Sigma e_j)^2}{\sum_{h=0}^{H-1} (e_i' \psi_h \Sigma \psi_h' e_i)}$$

where r_{jj} is the standard deviation of u_t of the j^{th} equation, Σ is the variance matrix of the vector u_t , e_i is the selection of the i^{th} element vector. Because the sum of the rows of the variance decomposition matrix is not equal to one, the variance decomposition matrix can be normalized ($\sum_{j=1}^K \theta_{ij}^{\delta}(H) \neq 1$) as

$$\ddot{\theta}_{ij}^{\delta}(H) = \frac{\theta_{ij}^{\delta}(H)}{\sum_{j=1}^K \theta_{ij}^{\delta}(H)}$$

Total spillover indexes (TSI, %) is computed as follows:

$$TSI(H) = \frac{\sum_{i,j=1, i \neq j}^K \ddot{\theta}_{ij}^{\delta}(H)}{K} \times 100$$

To measure *directional spillovers* (DSI, %) from i to all systems (k) (*transmitter-directional spillover index, $i \rightarrow k$*) and from k to i (*receiver-directional spillover index, $i \leftarrow k$*), we can define as:

$$DSI_{K,i \leftrightarrow k}^H = \frac{\sum_{j=1, i \neq j}^K \ddot{\theta}_{ij}^{\delta}(H)}{K} \times 100$$

In the next step, we can compute *net spillover index* (NSI, %) from the difference between the transmission and reception spillover indexes. NSI can be defined as follows:

$$NSI_i^H = (DSI_{transmitter,(i \rightarrow k)}^H) - (DSI_{receiver,(i \leftarrow k)}^H)$$

The calculation of the net spillover effect between two assets (i and j) facilitates policymakers' formulation and mitigating the negative effects of the spillover effect. *Net pairwise spillover index* (NPSI, %) can be defined as follows:

$$NPSI(S_{ij}^H) = (S_{j \leftarrow i}^H) - (S_{i \leftarrow j}^H)$$

3. Data and Descriptive Statistics

The empirical estimation was performed using monthly data from January 2006 to November 2022. Table 1 presents definitions and sources obtained from domestic and international data sources. The variable of uncertainty in this study is represented by the Economic Policy Uncertainty Index developed by Baker et al. (2016), through an analysis of the frequency of terms related to economics, policy, and uncertainty in popular newspapers. The following points of view determined the motivation behind the choice of the four policy uncertainty indices: a) The geographical proximity of Türkiye to the European Union and the trade channel. b) The strong financial integration of Türkiye with the United States, and the efficiency of the capital flow channel. c) The European Union and

the United States are the two largest economic regions that impact Türkiye. d) Germany is Türkiye's largest trading partner. e) The potential impacts of global uncertainty on the small and open Turkish economy are a matter of concern. The local variables employed in this study include the industrial production index, interest rate, and inflation, which are theoretically linked to unemployment. The appendix contains graphical representations of data demonstrating an increase in uncertainty at both global and U.S. levels during the period following 2015. The two uncertainty indices experienced their highest levels during the COVID-19 pandemic. Conversely, the Eurozone has experienced a notable increase in uncertainty because of significant events such as the 2011 European debt crisis, the 2016 Brexit and the ongoing pandemic. Germany exhibited a relatively higher level of stability in terms of uncertainty until a significant surge was observed after 2021. The maximum level of unemployment was observed during the 2008–2009 global crisis, reaching 13.6%, and during the 2019–2020 pandemic, peaking at 14.2%.

Table 1. Data definitions and sources

Variables	Explanation	Source	
Foreign	GEP GPEU	Global Economic Policy Uncertainty Index	Economic Policy Uncertainty indexes constructed by Baker et al. (2016) https://www.policyuncertainty.com/index.html
	USEPU	Economic Policy Uncertainty Index for the United States	
	EUEPU	Economic Policy Uncertainty Index for European Union Countries	
	GEREPU	Economic Policy Uncertainty Index for Germany	
Domestics	UNEMP	Unemployment rate (%) (15+) (Seasonally adjusted)	Turkish Statistical Institute
	IND	The industrial production index is a perfect proxy for real gross domestic product, annual percentage change (%) (2015=100)	
	CPI	CPI inflation rate (%), annual percentage change, (2003=100)	
	INTRATE	Short-term interest rate (%)	

Table 2 summarizes the data, including descriptive statistics and stationarity. The Jarque-Bera test results indicate that all series are not normally distributed. Diebold and Yilmaz's (2012) model is based on VAR; thus, the series should be stationary to avoid biased forecasts. The KPSS (Kwiatkowski, Phillips, Schmidt, & Shin (1992)) stationary test results show that all series are stationary at the same level.

Table 2. Descriptive statistics and Unit Roots

	Mean	Variance	JB	KPSS
GPEU	161.384	5777.531	28.647***	0.132**
USEPU	149.07	4861.144	329.170***	0.096*
EUEPU	188.827	6091.882	21.530***	0.070*
GEREPU	200.258	21611.295	495.237***	0.173***
IND	2.246	14.521	368.300***	0.045*
CPI	5.289	22.474	1465.939***	0.155***
INTRATE	13.068	23.368	17.626***	0.136**
UNEMP	10.584	2.849	14.173***	0.141**

Notes: *, **, and *** indicate acceptance of the null hypothesis (KPSS: The series is stationary) at the 10%, 5%, and 1% significance levels, respectively; the KPSS test equation includes a constant term and trend; critical values at the 1%, 5%, and 10% significance levels are 0.216, 0.146, and 0.119, respectively.

4. Empirical Results

4.1. Full sample spillover analysis

The total connectedness of the system is 65.94%. The model's autoregressive structure explains 26.4% of the system's fluctuations, whereas the variables' spillover effects account for 65.94% (Dogah, 2021). Hence, idiosyncratic country-specific shocks account for around one-fourth of this variance (Klößner & Sekkel, 2014). Five significant economic implications can be derived from the full sample analysis. First, GEPU (33.27%), USEPU (32.3%), EUEPU (30.17%), and GEREPU (24.52%) are the policy uncertainty variables with the highest spillover effect on local variables (ind+cpi+inrate+unp), excluding itself. Global, US, and European uncertainty affect local variables almost equally, while a change in Germany has a relatively minor impact. It is common for global uncertainty to have more potent spillover effects than in Germany. The difference in the spillover effect is mainly due to the more stable fluctuations in Germany. At the same time, turmoil in major economies, such as the United States, China, and Russia, is included in the GEPU. These findings are consistent with a small and open Turkish economy. *Second*, EUEPU has relatively more substantial spillover effects towards unemployment (8.82%) and the industrial production index (8.7%), whereas USEPU has relatively more potent spillover effects towards interest rates (10.34%) and inflation (7.58%). Since Türkiye and the EU countries have a dominant trade partnership relationship, uncertainties in the EU region affect industrial production and unemployment through the trade spillover channel. Fluctuations in the EU region affect the production structure and labour demand of local importing and exporting firms. Practises such as tariffs, quotas, cancellations, and suspensions of orders that uncertainty in the EU region may cause may affect the Turkish labour market. Hence, firms are willing to reduce their investments and not hire new workers. The more substantial impact of uncertainty from Germany on unemployment (8.15%) and the industrial production index (7.97%) supports the existence of a trade channel. *Third*, uncertainty in the US has a more significant spillover effect on inflation (7.58%) and interest rates (10.34%). Türkiye and the United States have stronger financial connections and integration than trade relations (Soofi, 2008). As a result, the effects of the FED's monetary policy became more pronounced in the Turkish economy. Uncertainty in US economic policy has a spillover effect on interest rates and inflation through the capital flow financial channel. Uncertainties in money and capital markets in the United States seriously impact interest rates in local markets. Interest rate changes impact households' spending and decisions about firm investment (labour demand) through the credit channel. Consumer and investment credit utilization costs increase with rising interest rates triggered by US policy uncertainty. This spillover effect leads to a decline in domestic aggregate demand and loss of employment. An increase in interest rates is likely to lead to cost-push inflation. Under the wait-and-see effect, uncertainty in the US increases risk aversion in households and firms. Firms delay new investments and hiring, increasing the precautionary price of goods and services. Households increase their precautionary savings by reducing consumption. This behavior of firms can lead to inflation and unemployment. USEPU ultimately has a ripple effect on inflation, directly related to interest rates. *Fourth*, the spillover effect of local variables (excluding inflation) on the labour market appears to be more dominant than that of foreign variables. The findings indicate that unemployment changes are primarily due to industrial production fluctuations. Regarding the production-employment relationship, this result aligns with theoretical expectations (Okun law). These results highlight the importance of supporting the manufacturing sector to promote employment growth and stability. Additionally,

changes in short-term interest rates have a significant spillover effect on unemployment. This finding highlights the importance of monetary policy in managing employment. Policymakers should pay close attention to changes in interest rates when making decisions about monetary policy. These two findings indicate that unemployment will change when there is a fluctuation in industrial production and short-term interest rates in Türkiye. Policymakers must monitor these two variables to fight unemployment. In addition, policy uncertainty in the US impacts employment through short-term interest rates. Foreign EPU can impact the domestic economy; however, it may have less of a negative impact on the labour market, especially if local institutions and policies are robust and able to cope with external shocks. This does not mean that uncertainty in foreign economic policy has any bearing on labour market results. Instead, they may have less significant effects than local problems. The analysis of the full sample shows that policymakers should concentrate on enhancing local economic factors to support employment growth and stability. They should also take precautions to minimize and lessen the damaging effects of uncertainty in foreign economic policy on the domestic labour market while remaining alert to any potential spillover effects. Lastly, all policy uncertainty variables are net information transmitters to the system, and local variables (except interest) are net information receivers. GEPU is the largest net transmitter, and unemployment is the largest net receiver. These findings that global policy uncertainty variables have a more decisive influence on other economic variables than those that influence them. Fluctuations in global economic policy uncertainty can exert far-reaching effects on the Turkish economy by affecting a range of other economic variables. The extreme sensitivity of the unemployment rate to changes in other economic variables requires policymakers to exercise greater caution in maintaining a stable labour market.

Table 3. The static return spillover effects (%) – connectedness matrix

	GEPU	USEPU	EUEPU	GEREPU	IND	CPI	INTRATE	UNEMP	FROM
GEPU	26.3	19.99	18.6	15.96	6.55	3.12	4.02	5.46	73.7
USEPU	24.86	32.89	12.83	12.57	5.39	3.52	4.14	3.8	67.11
EUEPU	21.13	12.96	29.57	19.76	5.7	3.28	2.48	5.12	70.43
GEREPU	19.09	14.25	20.13	30.57	5.04	4.17	2.18	4.55	69.43
IND	9.14	7.27	8.77	7.97	37.6	5.75	15.54	7.97	62.4
CPI	6.15	7.58	5.8	3.85	10.26	40.52	21.53	4.32	59.48
INTRATE	9.38	10.34	6.78	4.55	12.97	7.74	40.97	7.26	59.03
UNEMP	8.6	7.11	8.82	8.15	14.43	6.22	12.64	34.03	65.97
TO	98.35	79.49	81.73	72.8	60.34	33.8	62.53	38.49	527.54
Inc. Own	124.65	112.38	111.31	103.38	97.94	74.32	103.5	72.52	cTCI/TCI
NET	24.65	12.38	11.31	3.38	-2.06	-25.68	3.5	-27.48	75.36/65.94

Note: The column variables indicate the source variable of the spillover, and the row variables indicate the variable to which the spillover is directed. *TO*: Total spillover effects (contribution) to others (except itself); *FROM*: receives from the system; Inc. Own = directional spillover effect including its own; *NET*: net spillover effect (to-from); *TCI*: Total Connectedness Index indicates the total information spillovers among all variables. The optimal lag length of the VAR model is 1, according to the AIC information criterion. The forecast horizon was set to 12 (a year).

4.2. Time-varying spillover analysis

We compare and outline the effects of four policy uncertainties and three macro indicators on the unemployment rate to maintain consistency with the research objective. The rolling window size was 50 for the time-varying analysis. This corresponds to four years. This was chosen to be analyzed for as long as possible.

4.2.1. Total Spillover Results

Figure 1 illustrates how the total spillover index among all variables in the model has changed over time. The spillover index, around 90% in early 2010 declined until the last months of 2012. In the aftermath of the global crisis, central banks' implementation of macroprudential policies that pursued financial stability and price stability targets contributed to the decline in the index. After the last quarter of 2013, the index began to rise, peaking at 89.38% in July 2016, 89.38% in August 2018, and 94.57% in April 2020, and remained flat during the 2021–2022 period. The end of monetary easing initiatives like quantitative easing, which economic administrations implemented in the wake of the global financial crisis, by mid-2013 contributed to the spillover effect. On the other hand, the coup attempt in Türkiye in July 2016, Brexit in 2016, Türkiye-US political disagreements peaked in August 2018 (mutual trade tariffs), steel and aluminum tariffs in 2018, and COVID-19's effects in 2020 triggered the spillover of uncertainty.



Figure 1. Rolling total spillover index- TCI (%)

4.2.2. Directional Spillover Results

Figure 2 displays the outcomes of the directional spillover index from the whole system toward unemployment. The directional spillover effect was not stable and fluctuated throughout the period. Two significant results are observed here. First, the system significantly affects the Turkish labour market, which is sensitive to domestic and foreign factors. Second, one of the most important events that affected unemployment during the period studied was the political dispute with the United States in August 2018.



Figure 2. Time-varying directional spillover indices from System to Unemployment (%)

4.2.3. Net spillover results

A full sample analysis shows that the unemployment is the most significant net information receiver. Has unemployment remained able to hold this position over time? Figure 3 displays the time-varying net spillover index of unemployment. The findings indicate that unemployment was a net transmitter between November 2014, March 2016, and September 2022. Except for these dates, the entity is a net information-risk receiver. Additionally, the index reached a maximum in July 2016 (-70.43%). The coup attempt significantly impacted the labour market through industrial production and short-term interest rates. These findings support the results of the full sample analysis.

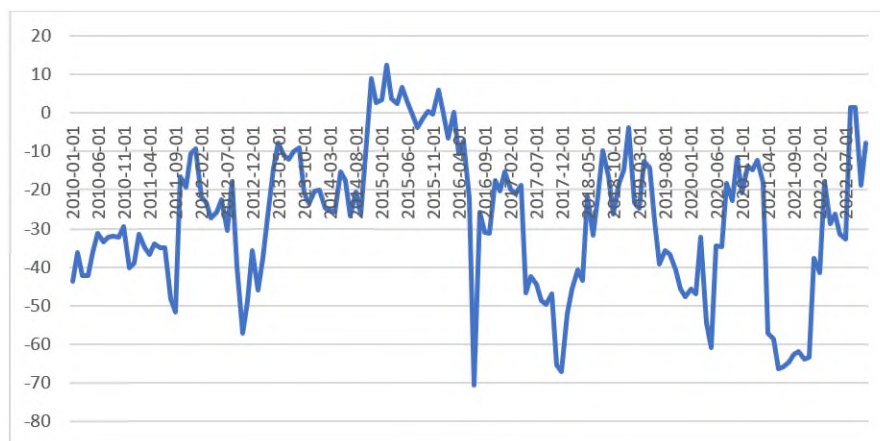


Figure 3. Time-varying net spillover index (%)

The net spillover effects of economic policy uncertainties and local macro indicators on unemployment are shown in Figures 4 and 5. The spillover effect of policy uncertainties declined until 2013 and then increased unsteadily. In July 2016, the spillover effect of uncertainty in European regions was dominant, while in July 2020–November 2021, the spillover effect of uncertainty originating in Germany diverged positively from the others. The findings indicate that uncertainty originating in Germany significantly impacted unemployment through the trade channel during the

COVID-19 pandemic. Order cancellations by Germany and the Eurozone countries affected the labour market.

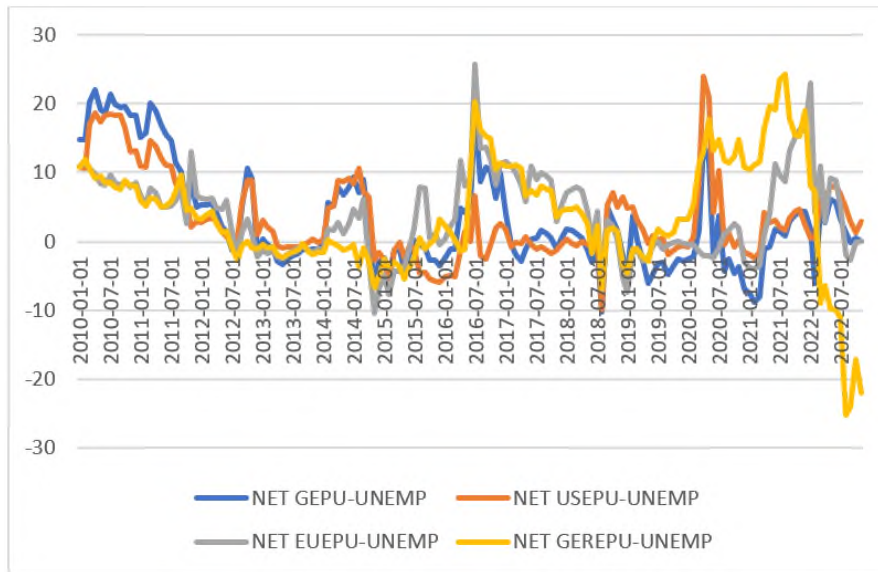


Figure 4. Net spillover index of policy uncertainties towards unemployment (%)

However, fluctuations in short-term interest rates and industrial production significantly impact the labour market. The effect of fluctuations in inflation is relatively less and more stable. The 2011 European debt crisis and the 2018 Turkish-US tensions have affected unemployment through capital flow fluctuations in local interest rates. In general, the spillover effect of fluctuations in macroeconomic indicators on unemployment has been increasing since early 2017.

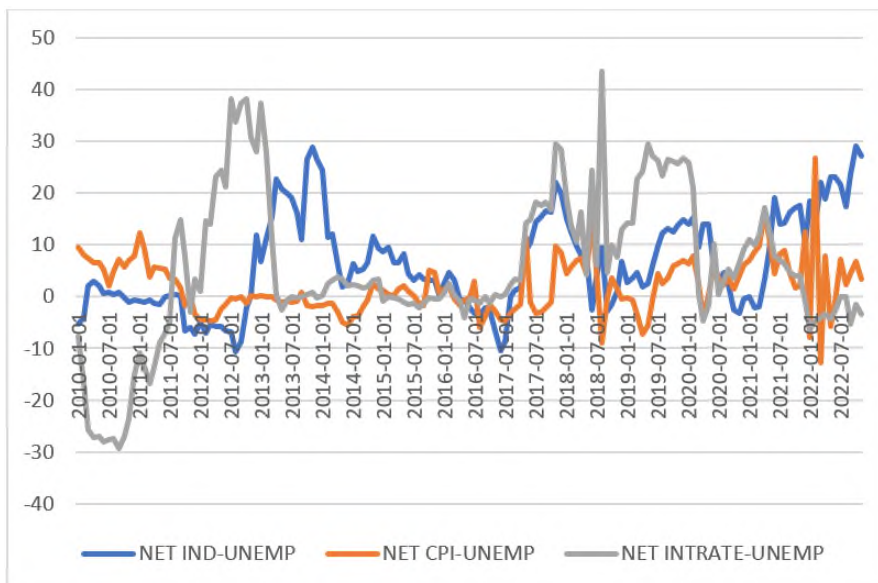


Figure 5. Net spillover index of local macro variables towards unemployment (%)

4.2.4. Net pairwise spillover results

The time-varying net spillover index results between the two variables are presented in Figures 6 and 7. All policy uncertainty indices are net informative of unemployment over the period. The spillover effect on unemployment is dominated by global uncertainty and is relatively less by US uncertainty. The impact of uncertainty in Germany and Europe was more visible after 2016 (Brexit). Here, it is possible to claim that the trade channel has a greater impact on the Turkish labour market than the capital channel.

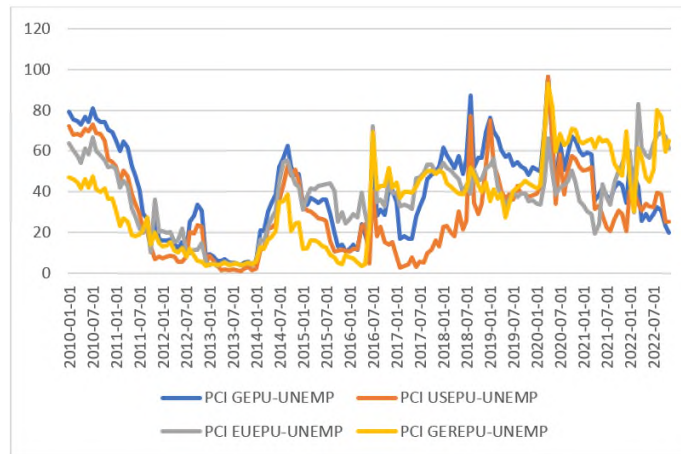


Figure 6. Net pairwise spillover index of policy uncertainties towards unemployment (%)

Macro variables are informative regarding the spillover effects between local variables and unemployment. The dominant spillover effect of the increased role of monetary policy in the aftermath of the global crisis on unemployment had lost strength since 2013 when quantitative easing was terminated. The impact of industrial production fluctuations on unemployment is observed in every period. There are two significant findings. First, after July 2016, the spillover effect of all local variables increased and became more volatile. Second, after the last quarter of 2021, the spillover effect was strengthened as rising inflation disrupted firms’ pricing behavior and the production process.

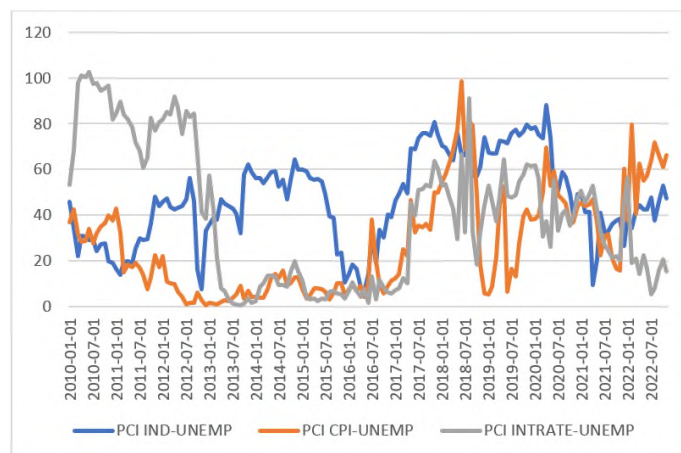


Figure 7. Net pairwise spillover index of local macro variables for unemployment (%)

5. Conclusion and policy implications

Economic policy uncertainty indicates the need for clarity regarding the future direction of fiscal and monetary policies implemented by governments. Uncertainty can hinder businesses and individuals from making investment and spending decisions, potentially negatively affecting economic growth and employment. Measuring the spillover effect of economic policy uncertainty on unemployment is of significant economic and social importance. Such measurements can help us better understand unemployment and contribute to developing more effective policies to combat it. In addition, monitoring the effects of uncertainty on unemployment can help policymakers identify areas that require attention.

The Turkish economy adopts a free-market approach and is an emerging market with a high degree of openness to international trade. Emerging markets are probably influenced by global economic developments, particularly the economies of their trading partners. This study focuses on two fundamental questions. First, is the Turkish economy affected by uncertainties in global economies, such as those in the United States, the European Union (EU), and Germany? Second, which policy uncertainty has the most significant impact on unemployment? Predictions using Diebold and Yılmaz (2012) model revealed four significant findings. First, the trade channel has a more pronounced effect on industrial production and unemployment. In this context, it is appropriate to preserve employment in response to policy uncertainties that occur in essential trading partners such as the EU and Germany. The findings of this study support those of Alkan and Çiçek (2020) and Civcir and Varoglu (2019). Secondly, the capital channel has a more decisive influence on inflation and interest rates. Implement measures to minimize the effects of fluctuations in the United States on monetary indicators through the capital channel are advisable. Third, significant developments in Türkiye and its trading partners have triggered uncertainty. Finally, unemployment is more influenced by local factors than global factors. Taking steps to control local factors can help improve employment continuity.

Peer Review: Externally peer-reviewed.

Author Contributions: Conception/Design of Study- A.G., M.K., N.G.; Data Acquisition- N.G.; Data Analysis/Interpretation- A.G., M.K., N.G.; Drafting Manuscript- A.G., M.K., N.G.; Critical Revision of Manuscript- A.G., M.K.; Final Approval and Accountability- A.G., M.K., N.G.

Conflict of Interest: Authors declared no conflict of interest.

Financial Disclosure: Authors declared no financial support.

Hakem Değerlendirmesi: Dış bağımsız.

Yazar Katkıları: Çalışma Konsepti/Tasarım- A.G., M.K., N.G.; Veri Toplama- N.G.; Veri Analizi/Yorumlama- A.G., M.K., N.G.; Yazı Taslağı- A.G., M.K., N.G.; İçeriğin Eleştirel İncelemesi- A.G., M.K.; Son Onay ve Sorumluluk- A.G., M.K., N.G.

Çıkar Çatışması: Yazarlar çıkar çatışması beyan etmemişlerdir.

Finansal Destek: Yazarlar finansal destek beyan etmemişlerdir.

ORCID:

Ahmet Güney 0000-0002-9411-0483
 Mustafa Karakuş 0000-0001-7207-6686
 Nuriye Güney 0000-0002-0180-7135

REFERENCES / KAYNAKLAR

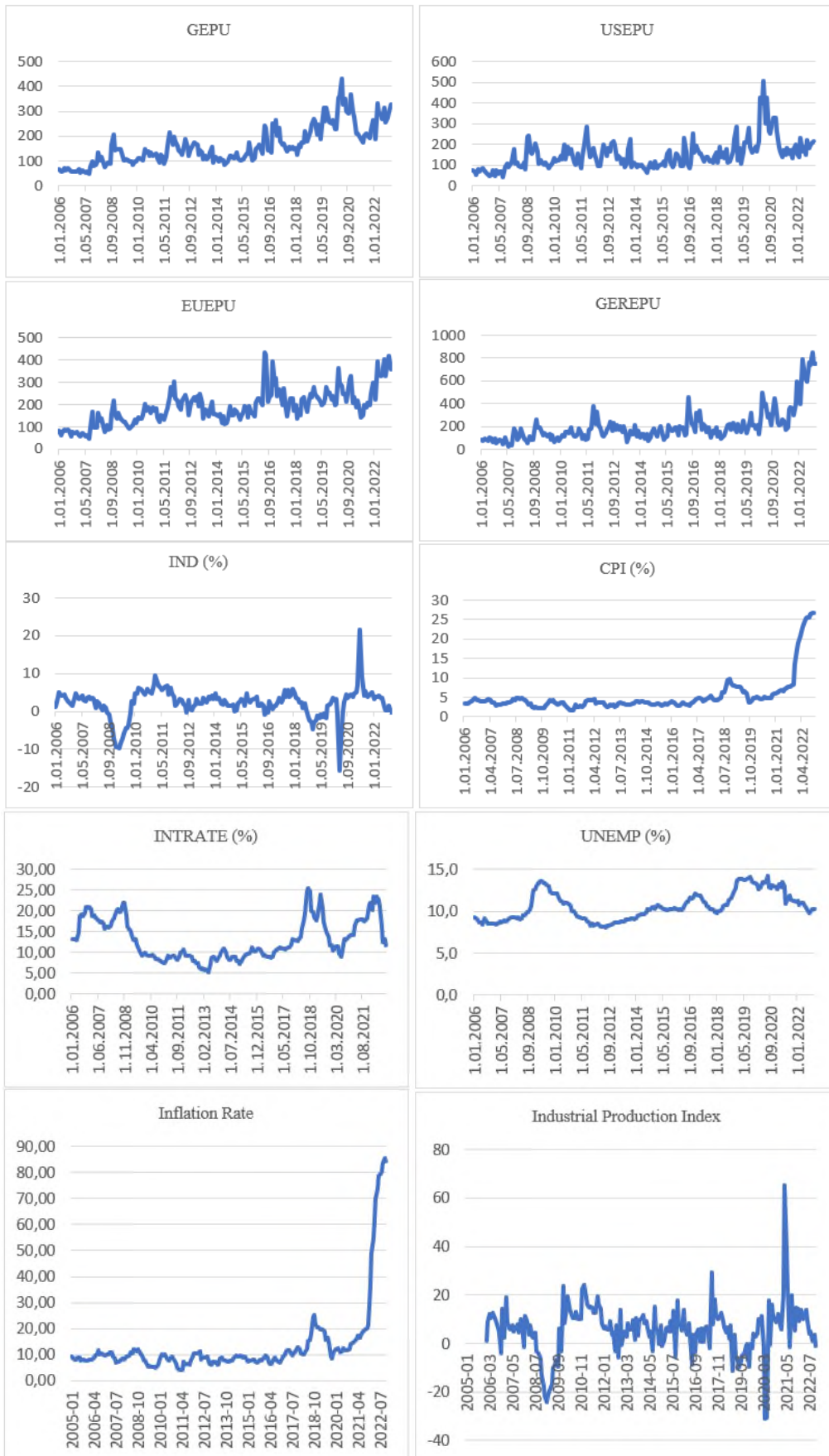
- Alkan, B., & Çiçek, S. (2020). Spillover effect in financial markets in Turkey, *Central Bank Review*, 20, 53-64. <https://doi.org/10.1016/j.cbrev.2020.02.003>
- Al-Thaqeb, S.A. and Algharabali, B. G. (2019). Economic policy uncertainty: A literature review, *Journal of Economic Asymmetries*, 20, e00133. <https://doi.org/10.1016/j.jeca.2019.e00133>
- Baker, S. R., Bloom, N., & Davis, S. J. (2016). Measuring economic policy uncertainty, *Q. J. Econ.*, 131(4), 1593–1636. <https://doi.org/10.1093/qje/qjw024>
- Baker, S. R., Davis, S. J., & Levy, J. A. (2022). State-level economic policy uncertainty, *Journal of Monetary Economics*, 132, 81-99. <https://doi.org/10.1016/j.jmoneco.2022.08.004>
- Bloom, N. (2009). The impact of uncertainty shocks. *Econometrica*, 77(3), 623-685. <https://www.jstor.org/stable/40263840>
- Caggiano, G., Castelnuovo, E., & Figueres, J. M. (2017). Economic policy uncertainty and unemployment in the United States: A nonlinear approach, *Economics Letters*, 151, 31-34. <https://doi.org/10.1016/j.econlet.2016.12.002>
- Caggiano, G., Castelnuovo, E., & Figueres, J. M. (2019). Economic policy uncertainty spillovers in booms and busts. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*. 0305-9049, <https://doi.org/10.1111/obes.12323>
- Chen, X., Sun, X., & Wang, J. (2019). Dynamic spillover effect between oil prices and economic policy uncertainty in BRIC Countries: A Wavelet-Based approach, *Emerging Markets Finance & Trade*, 55, 2703-2717. <https://doi.org/10.1080/1540496X.2018.1564904>
- Civcir, İ., & Varoglu, D. E. (2019). International transmission of monetary and global commodity price shocks to Turkey, *Journal of Policy Modelling*, 41, 647-665. <https://doi.org/10.1016/j.jpolmod.2019.02.004>
- Diebold, F. X. & Yilmaz, K. (2009). Measuring financial asset return and volatility spillovers, with application to global equity markets. *The Economic Journal*, 119(534), 158-171.
- Diebold, F. X. & Yilmaz, K. (2012). Better to give than to receive: predictive directional measurement of volatility spillovers, *International Journal of Forecasting*, 28, 57–66. Doi: 10.1016/j.ijforecast.2011.02.006
- Dogah, K. E. (2021). Effect of trade and economic policy uncertainties on regional systemic risk: Evidence from ASEAN, *Economic Modelling*, 104, 105625. <https://doi.org/10.1016/j.econmod.2021.105625>
- Fontaine, I., Didier, L., & Razafindravaosolonirina, J. (2017). Foreign policy uncertainty shocks and US macroeconomic activity: Evidence from China, *Economics Letters*, 155, 121-125. <https://doi.org/10.1016/j.econlet.2017.03.034>
- Fontaine, I., Razafindravaosolonirina, J., & Didier, L. (2018). Chinese policy uncertainty shocks and the world macroeconomy: Evidence from STVAR, *China Economic Review*, 51, 1-19. <https://doi.org/10.1016/j.chieco.2018.04.008>
- He, F., Wang, Z., & Yin, L. (2020). Asymmetric volatility spillovers between international economic policy uncertainty and the U.S. stock market. *North American Journal of Economics and Finance*, 101084. <https://doi.org/10.1016/j.najef.2019.101084>
- Huynh, T. L. D., Nasir, M. A., and Nguyen, D. K. (2023). Spillovers and connectedness in foreign exchange markets: The role of trade policy uncertainty. *Q. Rev. Econ. Fin.* 87, 191-199. <https://doi.org/10.1016/j.qref.2020.09.001>
- Klößner, S., and Sekkel, R. (2014). International spillovers of policy uncertainty, *Economic Letters*, 14(3), 508-512. <https://doi.org/10.1016/j.econlet.2014.07.015>
- Koop, G., Pesaran, M. H. and Potter, S. M. (1996). Impulse response analysis in nonlinear multivariate models. *Journal*

- of econometrics*, 74(1), 119-147. [https://doi.org/10.1016/0304-4076\(95\)01753-4](https://doi.org/10.1016/0304-4076(95)01753-4)
- Kwiatkowski, D., Phillips, P. C., Schmidt, P., & Shin, Y. (1992). Testing the null hypothesis of stationarity against the alternative of a unit root: How sure are we that economic time series have a unit root?. *Journal of Econometrics*, 54(1-3), 159-178. [https://doi.org/10.1016/0304-4076\(92\)90104-Y](https://doi.org/10.1016/0304-4076(92)90104-Y)
- Netšunajev, A., & Glass, K. (2017). Uncertainty and employment dynamics in the euro area and the US., *Journal of Macroeconomics*, 51, 48-62. <http://dx.doi.org/10.1016/j.jmacro.2016.12.002>
- Pesaran, H. H., and Shin, Y. (1998). Generalized impulse response analysis in linear multivariate models. *Economics letters*, 58(1), 17-29. [https://doi.org/10.1016/S0165-1765\(97\)00214-0](https://doi.org/10.1016/S0165-1765(97)00214-0)
- Sahinoz, S., & Cosar, E. E. (2018). Economic policy uncertainty and economic activity in Turkey, *Applied Economics Letters*, 25(21), 1517-1520. <https://doi.org/10.1080/13504851.2018.1430321>
- Soofi, A. S. (2008). Global financial integration and the MENA countries: evidence from equity and money markets. *Review of Middle East Economics and Finance*, 4(2), 1-24. <https://doi.org/10.2202/1475-3693.1102>
- Trung, N. B. (2019). The spillover effects of US economic policy uncertainty on the global economy: A global VAR approach. *North American Journal of Economics and Finance*, 90-10. <https://doi.org/10.1016/j.najef.2019.01.017>
- Yin, L., & Han, L. (2014). Spillovers of macroeconomic uncertainty among major economies, *Applied Economics Letters*, 21(13), 938-944, <https://doi.org/10.1080/13504851.2014.899665>

How cite this article / Atıf biçimi

Güney, A., Karakuş, M., Güney, N. (2024). The spillover effects of economic policy uncertainty on Turkish unemployment. *İktisat Politikası Araştırmaları Dergisi - Journal of Economic Policy Researches*, 11(2), 226-241. <https://doi.org/10.26650/JEPR1367951>

Appendix.1 Data



Denetimli Makine Öğrenmesi Yöntemleri ile Kredi Kartı Sahteciliğini Tahmin Etme: Karşılaştırmalı Analiz

Predicting Credit Card Fraud using Supervised Machine Learning Methods: Comparative Analysis

Güner Altan¹ , Metin Recep Zafer² 

ÖZ

Günümüzde teknolojinin gelişmesiyle birlikte kişi ve kurumların dijital platform aracılığıyla harcama kanal yelpazesi genişlemiştir. Bununla birlikte ödeme yöntemleri dijital çağ ile birlikte kolaylaşmıştır. İnternet aracılığıyla dünyanın bir ucundan yapılan bir harcama saniyeler içinde gerçekleşmektedir. Dijitalleşmenin bu kadar hızlı ve global olması, birçok avantajı barındırırken yapılan harcamaların güvenliğini tespit etmek bir o kadar zor olabilmektedir. Bu bağlamda; bankalar şüphesiz, müşteri ile satıcı arasında güvenli bir alışverişe aracılık eden en önemli kurum haline gelmiştir. Kredi kartı harcamalarının bu denli yoğun olduğu dönemde bankaların söz konusu işlemlerin dolandırıcılık olup olmadığını tespit etmesi hem bankaların karlılığını hem de itibarlarını korumaları açısından çözüme kavuşturulması gereken bir problem olarak görülmektedir. Dinamik bir yapıya sahip olan kredi kartı harcamalarının banka müşterisine ait gerçek bir harcama olduğunu tespit etmek ciddi bir efor gerektirmektedir. Bu bağlamda çalışmanın amacı, denetimli makine öğrenmesi yöntemiyle gerçek ve güncel verilerden yola çıkarak az sayıda öz nitelik ile bir model önerisi sunmaktır. Bu bağlamda bankaların kredi kartı sahteciliği tespitindeki operasyon ve maliyet yükünün hafifletilmesi hedeflenmektedir. Bu kapsamda çalışmamızda kamu sermayeli bir bankaya ait 2023 yılı ocak ayı kredi kartı işlemleri baz alınmıştır. Veri seti 13050 gözlem sayısından oluşmaktadır. Model kurulmasında Python programlama dili kullanılmış olup denetimli makine öğrenmesi tekniklerinden Rassal Orman, Lojistik Regresyon, K-En Yakın Komşu, Karar Ağaçları, Gradyan Güçlendirme gibi sınıflandırmada ayırt etme gücü yüksek olan algoritmalar tercih edilmiştir. Algoritmaların kredi kartı sahtecilik işlemini tahmin etme doğruluk skorları ise Lojistik Regresyon % 92.5, Karar Ağaçları %93.1, K- En Yakın Komşu %86.4, Rassal Orman %91.8, Gradyan Güçlendirme %86. 9 olup bunun yanı sıra kesinlik, duyarlılık, F1 skoru ve ROC-AUC gibi performans metrikleri de incelenmiştir. Çalışmada performanslarından dolayı beş algortmada önerilmektedir.

Anahtar Kelimeler: Kredi kartı sahteciliği, Makine öğrenmesi, Denetimli öğrenme, Rassal orman, Gradyan güçlendirme

Jel Sınıflaması: C60, C69, C81

¹Dr, İstanbul-Türkiye
²Dr, İstanbul-Türkiye

Sorumlu yazar /

Corresponding author: Güner Altan

E-posta / E-mail: guner.altan@vakifbank.com.tr

Başvuru / Submitted : 07.02.2024

**Revizyon Talebi /
Revision Requested** : 03.06.2024

**Son Revizyon /
Last Revision Received** : 11.06.2024

Kabul / Accepted : 26.06.2024



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

ABSTRACT

Currently, with the progress of technology, people's and institutions' range of expenditure channels via digital platforms has expanded. In addition, payment methods have become easier with the digital age. An expenditure, made from even a distant corner of the World, takes place instantaneously through the Internet. Although the rapid and global nature of digitisation contains many advantages, ensuring transaction security can be challenging. In this context, banks have undoubtedly become the most crucial institutions that mediate safe transactions between customers and sellers. In an era where credit card transactions are so prevalent, it is seen as a problem that needs to be solved by banks to determine whether these transactions involve fraud or not, both for their profitability and reputation. It takes a serious effort to determine that credit card expenditures, characterised by dynamic nature, are real expenses of the customer. Therefore, the aim of this study is to propose a model based on supervised machine learning with using real and current data with a few key features. The objective is to reduce banks' operational burden and cost when identifying credit card fraud. In this context, the credit card transactions of a state-owned bank in January 2023 were considered, using a dataset comprising 13,050 observations. Python programming language is used for model building, and classification algorithms with high discriminatory power, such as Random Forest, Logistic Regression, K-Nearest Neighbours, Decision Trees, and Gradient Boosting, are preferred, which are machine learning techniques. The accuracy scores of the algorithms used in the model setup were determined as follows: Logistic Regression, 92.5%; Decision Tree, 93.1%; K-Nearest Neighbour 86.4%; Random Forest 91.8% and Gradient Boosting 86.9% and performance metrics, such as precision, recall, F1 score, and ROC-AUC, were also examined. Based on their performances, five algorithms were recommended for this study.

Keywords: Credit card fraud, Machine learning, Supervised learning, Random forest, Gradient boosting

Jel Classification: C60, C69, C81

EXTENDED ABSTRACT

With the progress of digitalisation, customer behaviours in the financial sector are also undergoing transformations. The simplest example of this is the evolution of consumption habits. With the expansion of digital network platforms, consumption has become easier, faster, and more reliable. Undoubtedly, credit card expenditures take precedence over these outlays. In a period characterised by such an elevated intensity of credit card expenditures, the importance of secure shopping has significantly increased for both the customer and the banks. In this context, while banks broaden credit card spending networks, they are simultaneously trying to maintain safety infrastructure. With the progress of online money transactions, banks have abandoned traditional methods and have initiated the use of advanced artificial intelligence-based methodologies to detect fraudulent transactions in credit card expenditures.

In the introductory section of the study, while determining its outlines, it has been noted that credit card expenditures have increased significantly with the globalisation. In parallel with this trend, it has been mentioned that banks may experience challenges because they rely on conventional methods for fraud detection in credit card transactions.

In the second part of this study, a literature review is conducted, and machine learning is briefly mentioned, as well as studies on detecting credit card fraud. In this context, it has been observed that machine learning methods are generally used to detect credit card fraud, and domestic studies are found to be relatively fewer than international studies.

The third and final part of the study covers the practical application phase. This section provides information about the model's data and preparation. In this study, artificial intelligence-based machine learning methods were used with the aim of shedding light on banks' ability to detect credit card fraud. Real data from January 2023 is used to create the model, with an observation count

of 13050. The dataset was obtained from a public capital bank and has not been shared because it contains customer information for security reasons. The dependent variable of the model consists of two categories: fraud and non-fraud. Independent variables are not detailed. However, other studies have observed that independent variables are not shared. Unlike previous studies, a model proposal is prepared using some features.

During model setup, algorithms with high prediction performance for classification problems are preferred. In this context, Logistic Regression, Decision Tree, K-Nearest Neighbour, Random Forest and Gradient Boosting algorithms have been used. The accuracy scores of the algorithms used in the model setup have been determined as, Logistic Regression 92.5%, Decision Tree 93.1%, K-Nearest Neighbour 86.4%, Random Forest 91.8%, and gradient boosting 86.9%. A detailed analysis of the models was shared comparatively, and unlike previous studies, both ROC-AUC curves and confusion matrices of the models were individually shared in the test performance metrics. In addition, the precision and F1 score metrics of the models are also presented.

Looking at the test results of the models, it is determined that they have high performance in predicting credit card fraud. In this context, the study has demonstrated the successful construction of prediction models using supervised machine learning techniques. Five algorithms were offered as alternatives to the study. As a limitation of this study, the dataset was not publicly available. In addition, the "transaction time" information from the dataset was excluded due to the risk of anomalies. In this context, by adding this information, which was excluded from the dataset for other studies, a new model proposal can be made.

1. Giriş

Teknolojideki dijitalleşme gelişmelerinin artmasıyla kişi ve kurumlardaki parayı yönetme şekli de beraberinde değişmiştir. Birçok ödeme sistemi dijital platformlara muazzam bir şekilde geçiş yapmıştır (Afriyie ve ark., 2023). Bu bağlamda bankacılık sektörü de dijitalleşme yolunda hızlı bir ivme kazanırken müşterilerine de daha iyi bir hizmet verebilmek ve pazar paylarını artırmak adına dijital platformlarda daha fazla yer almaya başlamıştır. Dolayısıyla günümüz dünyasında ürün ve hizmet pazarlamasında e-ödeme sistemleri vazgeçilmez hale gelmiştir (Unogwu & Filali, 2023).

Dijitalleşmenin gelişmesiyle birlikte kredi kartı harcamaları da e-ödeme sistemlerinde yoğun bir artış göstermiştir. Dijital platformlar üzerindeki bu gelişim ve büyüme müşteri davranışlarının da çok yönlü olmasını beraberinde getirmiştir. Bunun yanı sıra harcama yöntemleri değişmiş ve bunların beraberinde bankaların kredi kartı harcamalarında dolandırıcılık işlemi olan vakaları yakalaması oldukça güç hale gelmiştir.

Kredi kartı dolandırıcılığı hem kredi kartı kullanıcısı için maliyet doğururken hem de bankalar için ciddi maliyetlere sebebiyet vermektedir. Dolayısıyla bankalar dinamik bir yapıya sahip olan kredi kartı harcamalarında dolandırıcılık işlemlerini tespit etmek adına da operasyonel ve mali olarak külfetlere katlanmaktadır. Bununla birlikte bankalar kredi kartı dolandırıcılığını tespit etmek için geleneksel yöntemleri terk edip modern yöntemler diyebileceğimiz yapay zekâ temelli makine öğrenmesi gibi yöntemlere başvurabilmektedir.

Bu çalışmada da amaç bankaların operasyonel yükünü hafifletmek adına bankaların kendi bünyelerinde de kullanabilecekleri modern bir yöneme dayanan yapay zekâ temelli bir yöntem sunmaktır. Kredi kartı sahteciliği ile ilgili literatür incelendiği zaman sınıflandırma problemlerinde (problemlerin kategorik olduğu) denetimli makine öğrenmesi tekniklerinin doğru tahmin etme oranlarının yüksek olduğu tespit edilmiştir.

Yapılan çalışmalar incelendiği zaman gerçek olmayan veriler ile de çözüm önerisi sunulmuş olduğu görülmüştür. Bu bağlamda gerçek veriler ışığında literatürde önerilen söz konusu algoritmaların performanslarının test edilmesinin faydalı olacağı düşünülmüştür. Bilişim sektöründe yapay zekâ temelli makine öğrenmesi kullanımı ivme kazanmıştır. Teknolojinin gelişmesiyle birlikte diğer sektörler gibi bankacılık sektörü de geleneksel yöntemleri terk edip çağa ayak uydurup sistemsel alt yapılarını otomatize etmek adına adımlar atmaktadır. Makine öğrenmesi yöntemlerini kullanmak da bu adımlardan biri olabilir.

Literatürde bulunan/yapılan birçok çalışmanın süreç içerisinde karşılaşıldığı zorlukları olabilir. Bu kapsamda kredi kartı dolandırıcılık işleminin tespit edilmesinin de birçok zorluğu bulunmaktadır. Bunun en temel sebebi de dinamiği yüksek bir yapıya sahip olması ve böylelikle benzersiz senaryolar üretmesidir. Bununla birlikte kredi kartı işlem yapısının dinamik olması problemin çözümsüz olduğu anlamına gelmemektedir. Müşteri harcama davranışlarının daha sistematize edildiği durumda makine öğrenmesi yöntemlerinin kullanılması kredi kartı sahtecilik işlemlerini tahmin etmede yüksek performans sergileyebilir.

Çalışmada Python programlama dili aracılığıyla denetimli makine öğrenmesi teknikleri tercih edilmiştir. Çalışmada literatür baz alınarak bir derleme yapılmış böylelikle sınıflandırma problemlerinde tahminleme performansı en yüksek olan algoritmalar tercih edilmiştir. Bu algoritmalar Rassal Orman, Gradyan Güçlendirme, K-En Yakın Komşu, Karar Ağaçları ve Lojistik Regresyon algoritmaları olup oluşturulan modellerin kredi kartı işlemlerinin sahte olup olmama durumunu tahmin etme performansının yüksek olduğu tespit edilmiştir. Modellerin hata matrisleri tek tek incelenmiş olup en az hata ile tahmin yapan algoritmanın Karar Ağacı algoritması olduğu en fazla hatalı tahmin yapan algoritmanın ise Gradyan Güçlendirme algoritması olduğu görülmüştür.

2. Literatür

Kredi kartı işlemlerinde sahtecilik (fraud) tespiti hakkında yapılan çalışmalarda tespit edilen en önemli bulgulardan biri veri setine ulaşılması ve söz konusu veri setine ulaşıldığı taktirde de veri kümesinde ciddi dengesizlikler görülmesidir. Bu bağlamda da veriler ya simülasyon ortamda oluşturulmakta ya da kaggle gibi kamuya açık platformlardan temin edilmektedir.

İncelenen çalışmalar gerçek olmayan veriler üzerinden yola çıkarak çözüm önerisi sunmuş olup çalışmamızda diğer çalışmalardan farklı olarak gerçek veriler ile literatürde önerilen algoritmalar test edilmiştir. Bu bağlamda bir bankadan temin edilmiş olan veri seti ile sınıflandırma performansı yüksek olduğu kabul gören algoritmalar aracılığıyla model önerisi sunulmuştur. Model kurulumunda algoritmaları yormayan az sayıda öz nitelik ile algoritmaların performansı gösterilmeye çalışılmıştır. Bunun yanı sıra yurt içi çalışmalarında, makine öğrenmesi teknikleriyle kredi kartı sahteciliği tespit etme çalışmaları yurt dışı çalışmalara kıyasla daha az olduğu görülmüştür. Bu çalışmayla birlikte denetimli makine öğrenmesi tekniklerinin öneminden bir kez daha kısaca bahsedilmiştir. Gerek literatürde çalışmaların artması gerekse bankaların ve finans kurumlarının bu tekniklerden daha çok yararlanabilmesi için; müşteri bilgisi, müşteri davranışı ve harcama bilgilerinin sistematize edilmesi gerekebilir. Makine öğrenmesi yöntemlerinin kullanılabilmesi için verilerin dağınık değil kümelenmiş olması algoritmaların müşteri davranışlarını tespiti öğrenmesi açısından kolaylık sağlayabilir. Veri setinin düzenli olması halinde banka ve finans kurumlarının kredi kartı sahtecilik işlemi tespitinde denetimli makine öğrenmesi tekniklerine yönelmesi sağlanabilir.

Yapılan çalışmalarda ve bu araştırmamızda tespit edilen en önemli bulgunun veri setinin dağınık olması olduğu belirtilmişti. Veri setinin düzenli olması durumunda denetimli makine öğrenmesi

yönteminin doğru tahmin yapabilme başarısı oldukça yüksek olduğu görülmüştür. Bu çalışmada da veri seti düzenli hale getirilmiş ve ayırt etme performansı yüksek olan beş algoritma kullanıcılara kolaylık olması açısından sunulmuştur. Bununla birlikte denetimli makine öğrenmesinin tüm performans metrikleri de gösterilerek kapsamlı bir çalışma elde edilmeye çalışılmıştır.

Osisanwo F.Y ve ark. (2017), denetimli makine öğrenmesi algoritmaları: sınıflandırma ve karşılaştırma adlı çalışmalarında makine öğrenmesinin günümüz bilgisayar teknolojilerindeki öneminden bahsederek denetimli öğrenme tekniklerinden yedi algoritmayı karşılaştırmış ve en iyi performans gösteren algoritmanın Rassal Orman ve Naif Bayes olduğu tespit edilmiştir.

Ren Z ve ark. (2023), yarı denetimli makine öğrenmesi adlı çalışmalarında makine öğrenmesi; denetimli makine öğrenmesi, denetimsiz makine öğrenmesi, yarı denetimli makine öğrenmesi ve pekiştirmeli makine öğrenmesi olarak incelemiştir. Araştırmaları neticesinde performansı en yüksek yöntemin denetimli makine öğrenmesi olduğunu belirtmişlerdir.

Afriye ve ark. (2023), çalışmalarında makine öğrenmesi denetimli öğrenme tekniği kullanarak bir model önermeyi amaçlamışlardır. Tahminleme modellerinde Rassal Orman, Lojistik Regresyon ve Karar Ağaçları algoritmaları kullanılmış olup performans metriği en yüksek olan Rassal Orman (Random Forest) algoritması ile kurulan modeli önermişlerdir.

Unogwu ve Filali (2023), çalışmalarında makine öğrenmesi tekniklerini kullanmış olup verilerin dengesizliğini önlemek adına da SMOTE (sentetik azınlık yüksek örneklem tekniği) tekniği kullanılmıştır. Model oluşumunda Naif Bayes (Naive Bayes), Rassal Orman (Random Forest) ve Çok Katmanlı Algılayıcılar (Multilayer Perceptrons-MLP) algoritmaları kullanılmıştır. Tahminleme modellerinde en yüksek doğruluk skorunu %99,95 ile Çok Katmanlı Algılayıcılar (Multilayer Perceptrons-MLP) modelinin vermiş olduğu ifade edilmiştir.

Göy ve ark. (2020), çalışmalarında kamu kullanımına açık olan bir veri kümesi kullanarak model önerisinde bulunmuşlardır. Aynı zamanda bu veri kümesindeki dengesizlik problemini çözmek için örnekleme yöntemlerinin beraber olarak kullanıldığı hibrit bir yöntem kullanmışlardır. Çalışmada K-En Yakın Komşu, Lojistik Regresyon ve AdaBoost algoritmaları kullanılmış olup modellerin performans metriği olarak AUC leri de paylaşılmıştır. K-En Yakın komşu algoritması ile kurulan modelin doğruluk skoru %99,9 olarak tespit edilmiştir.

Alraddadi (2023), çalışmasında makine öğrenmesi denetimli öğrenme tekniği kullanmış olup Karar Ağaçları algoritması ile bir model önerisinde bulunmuştur.

Madhurya ve ark. (2022), çalışmalarında makine öğrenmesi tekniklerinde birkaç yöntem kullanarak hibrit bir çalışma göstermişlerdir. Modellerinde Rassal Orman, Destek Vektör Makineleri, K-En Yakın Komşu ve Lojistik Regresyon yöntemlerini denemişlerdir. Çalışma neticesinde K-En Yakın Komşu kredi kartı dolandırıcılığını tespit etmede en etkili yöntem seçilmiştir.

Çilburunoğlu (2023), çalışmasında kredi kartı dolandırıcılığının tespit edilmesi adına makine öğrenmesi teknikleri kullanmış olup karşılaştırmalı bir analiz yapmıştır. Bu çalışmada Rassal Orman, Yapay Sinir Ağları, Destek Vektör Makineleri, Lojistik Regresyon ve Karar Ağaçları algoritmalarını kullanmıştır. Model sonuçları detaylı incelendiğinde her modelin kendi çalışma tekniğine göre farklılık gösterebileceği belirtilmiş olup genel olarak uygulanan tüm modellerin doğruluk skoru ve performans metrikleri yüksek doğruluk göstermiş olduğu ifade edilmiştir.

Kılıç (2023), çalışmasında kredi kartı dolandırıcılığının tespit edilmesi adına simülasyon yöntemi ile elde edilen verilerden makine öğrenmesi tekniklerini kullanarak model oluşturmaya çalışmıştır. Bu çalışmada Rassal Orman, Gradyan Güçlendirme, Yapay Sinir Ağları ve Karar Ağaçları algoritmaları

kullanarak model oluşturulmaya çalışılmış ve modellerin performans sonuçları karşılaştırılmıştır. En başarılı tahminleme modelinin Gradyan Artırma olduğu ifade edilmiştir.

Noviandy ve ark. (2023), çalışmalarında dijitalleşmeyle birlikte kredi kartı harcamaların arttığını ve beraberinde kredi kartı dolandırıcılık işlemlerinin de yükseldiğini belirtmişlerdir. Bu bağlamda bankaların geleneksel yöntemlerinin kredi kartı dolandırıcılığını tespit etme de yetersiz kaldığı ifade edilmiştir. Çalışmada veri düzenleme de SMOTE yöntemi kullanılarak makine öğrenmesi tekniği ile Aşırı Gradyan Güçlendirme (XGBoost) algoritması ile model kurulmuştur. Modelin doğruluk skoru %99,96 olarak tespit edildiği ifade edilmiştir.

Yeşilyurt (2023), kredi kartı sahteciliğinin yapay sinir ağları ile tespiti adlı çalışmasında kaggle veri tabanından elde edilen 5000 veri seti ile bir model önerisinde bulunmuş olup yapay sinir ağları yöntemi ile kredi kartı işleminin sahte olup olmasını tahmine etme modeli önermiştir. Önerilen modelin performansının %98,44 olduğu tespit edilmiştir.

Ay (2022), kredi kartı dolandırıcılığının tespitinde yeniden örnekleme tekniklerinin kullanımı adlı çalışmasında European Cardholders veri kümesi ile bir çalışma yapmış olup veri kümesindeki dengesizlikleri çözmek için sentetik azınlık örnekleme tekniği ve rastgele az örnekleme metotları kullanmıştır. Çalışma neticesinde Rassal Orman algoritmasının başarılı olduğu görülmüştür.

3. Uygulama- Veri Seti

Literatür incelendiği zaman kredi kartı sahteciliği tahmin etme çalışmalarında veri seti temin etmenin ciddi efor gerektirdiği anlaşılmıştır. Bu kapsamda yapılan çalışmalarda veri setleri ya simülasyon ortamda oluşturulmakta ya da kamuya açık platformlardan temin edilen aynı veriler kullanılmaktadır. Bu çalışmada güncel ve gerçek vakalar ile literatürde performansı yüksek kabul gören algoritmalar ile modellerin kredi kartı sahteciliğini doğru tahmin edip etmediği tespit edilmeye çalışılmıştır.

Kredi kartı işlemlerinde sahte/dolandırıcılık vakalarını doğru ve güvenilir bir şekilde tespit etmek adına yapay zekâ temelli istatistiki yöntemler de kullanılmaktadır. Bu kapsamda sınıflandırma problemlerinde doğru tahminleme performansı yüksek olan algoritmalar bu çalışmada tercih edilmiştir.

Çalışmada denetimli makine öğrenmesi yöntemi tercih edilmiş olup denetimli makine öğrenmesi yöntemlerinde problemler kategorik olmaktadır. Hedef değişken yani bağımlı değişken belirlidir ve makine öğrenmesine uygun bir şekilde hazırlanması açısından kategorik değere 1 (sahtecilik var) ve 0 (sahtecilik yok) gibi sayısal ifade verilmektedir. Örnek vermek gerekirse başarılı-başarısız (0-1), var-yok (0-1), sahte işlem değil- sahte işlem (0-1) gibi ifade edilebilir. Bu çalışmada da hedef değişken (bağımlı değişken) kredi kartı işleminin sahte olup olmadığıdır. Makine öğrenmesinde öncelikle veri setinin ön hazırlığı tamamlanmalıdır. Veri seti ön hazırlığı tamamlandıktan sonra veri seti, eğitim ve test verisi olarak bölünmektedir. Bu çalışmada 13050 gözlem sayısı olup %80'ni eğitim %20'si test verisi olarak ayrılmıştır. Buradaki amaç öncelikle algoritmanın eğitim veri seti ile belli olan davranışları öğrenmesidir. Eğitilen algoritmada hangi işlemlerin sahte olup olmadığı etiketlenerek model çalıştırılır. Algoritma eğitildikten sonra geriye kalan test verisi ile (veri setinin %20'si) modelin doğru tahmin yapıp yapmadığı test edilir. Bu bağlamda modelin, hangi kredi kartı işlemlerinin sahte hangi kredi kartı işlemlerinin sahte olmadığını tespit edebilmekte midir sorusuna cevap buluruz. Algoritmanın doğru tahmin yapıp problemi (Sahte mi? Değil mi?) doğru ayırt edip etmediği ise performans metrikleri ile ölçülür. Makine öğrenmesinde performans ölçümleri makine

öğrenmesinin tekniğine göre değişmektedir. Denetimli makine öğrenmesinin performans ölçütleri ROC-AUC ve hata matrisi olarak belirtilebilir.

Veri setinin detayından bahsetmek gerekirse, çalışmada kamu sermayeli bir bankaya ait güncel ve gerçek veriler kullanılmıştır. Bu bağlamda çalışma dönemi olan 2023 yılı ocak ayına ait veriler temin edilmiştir. Veri setinde toplam gözlem sayısı 13050 olup elde edilen veriler müşteri bilgileri içerdiğinden bağımsız değişkenler hakkında detay bilgi paylaşılmamaktadır.

Kredi kartı işlemleri oldukça dinamik bir yapıya sahip olduğundan veri setinin hazırlanması ve makine öğrenmesi tekniğine uygun hale getirilmesi bir hayli efor gerektirmektedir. Bu bağlamda modelde anomaliler olmaması açısından veri dağılımının dengeli olup olmamasına özen gösterilmiş olup veri setinde sahte işlem ve sahte olmayan işlem dağılımına dikkat edilmiştir. Grafik 1 de hedef değişken dağılımı gösterilmiştir.

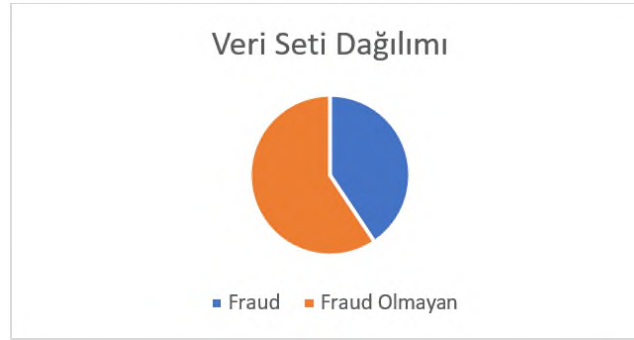
Yukarıda da ifade edildiği gibi çalışmada denetimli makine öğrenmesi tekniği uygulandığından veri seti bağımlı ve bağımsız değişken olarak ayrılmaktadır. Bu bağlamda modelin bağımlı (hedef) değişkeni sahtecilik (1), sahtecilik olmayan (0) olmak üzere iki kategoriden oluşmaktadır.

Makine öğrenmesi tekniklerinde veri setinin eğitim ve test verisi olarak bölümlendiği ifade edilmişti. Literatürde kabul görülen bölünme ise veri setini %80 ile eğitim %20 ile test edilmesidir. Bu kapsamda veri setimiz 13050 gözlem sayısından oluştuğundan %80 eğitilmiş %20'si de test edilmiştir.

Model kurulurken Python (3.9 sürüm) programlama dilinden faydalanılmış olup aşağıda kullanılan kütüphaneler paylaşılmıştır.

```
import pandas as pd
import numpy as np
from sklearn.model_selection import train_test_split
from sklearn.ensemble import RandomForestClassifier
from sklearn.metrics import accuracy_score, confusion_matrix, classification_report, roc_curve, auc
from sklearn.metrics import precision_recall_curve
from sklearn.preprocessing import OneHotEncoder
from sklearn.compose import ColumnTransformer
from sklearn.preprocessing import StandardScaler
import matplotlib.pyplot as plt
from sklearn.linear_model import LogisticRegression
from sklearn.svm import SVC
from sklearn.tree import DecisionTreeClassifier
from sklearn.neighbors import KNeighborsClassifier
from sklearn.ensemble import RandomForestClassifier, GradientBoostingClassifier
import seaborn as sns
from sklearn.metrics import ConfusionMatrixDisplay
```


Grafik 1: Bağımlı Değişken Dağılımı



Çalışmada bağımsız değişkenler hakkında detay bilgi vermek gerekirse, toplamda 4 öz nitelik ile model kurulmaya çalışılmıştır (bağımlı değişken hariç). Kredi kartı sahteciliği tespit etme çalışmalarında verinin dengesiz oluşu göze çarpan bir konudur. Aynı zamanda veriler çok fazla tekli bilgiler içerebilir. Bu gözlem sayılarının çok fazla tekli (benzersiz) bilgi içermesi tahmin ediciyi etkileyen bir girdi olarak model kurulumunda engel teşkil edebilir (Çolak, 2021). Bu durumda da müşteriye ait olan bilgiler ya da işleme ait özel nitelikler çok fazla farklılık içerdiğinden müşterilere ait verileri kümelemek zor olabilmektedir. Makine öğrenmesi tekniklerinde ise bilgilerin bu kadar benzersiz, farklı olması istenen bir durum değildir. Makine öğrenmesi yinelemeli verileri kullanarak bir model oluşturur (Şahinaslan ve ark., 2023). Bu bağlamda çalışmada veri setinde işlem saati, müşteri doğum tarihi gibi bağımsız değişkenler çıkartılmıştır. Dolayısıyla az sayıda öz nitelik ile de performansı yüksek bir tahminleme modeli gösterilmeye çalışılmıştır.

Verinin bağımsız değişkenleri aşağıda kısmen paylaşılmış olup bağımsız değişkenlerde öz nitelik çıkartma ve öz nitelik geliştirme yöntemlerine başvurularak bağımsız değişkenler nihai haline getirilmiştir.

Tablo 1: Bağımsız Değişkenler

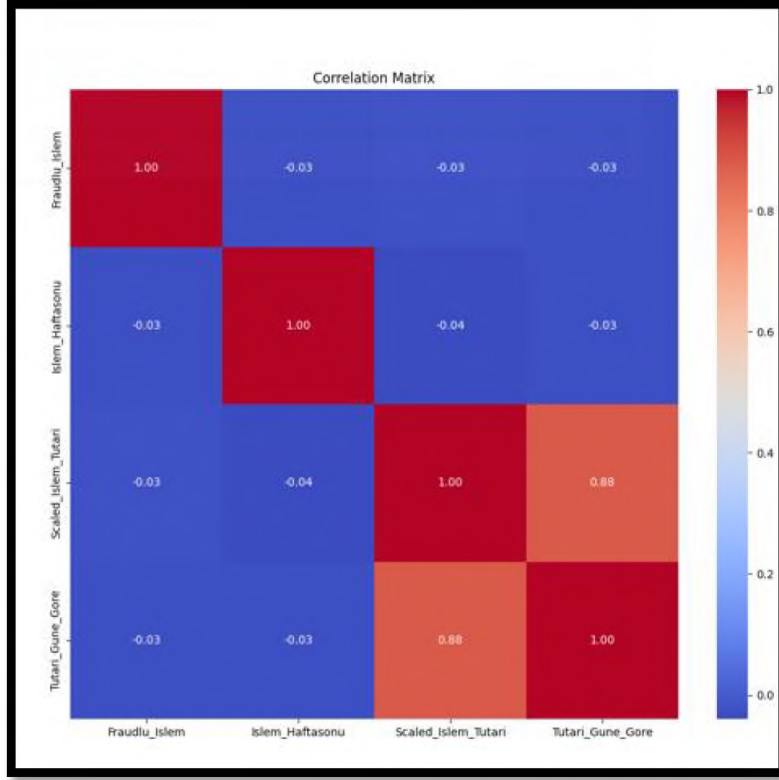
Müşterinin Cinsiyeti (müşteri gerçek kişi ise)
Müşterinin Nev-i (müşteri tüzel kişi ise)
Meslek
Öz nitelik 4
Öz nitelik 5
Öz nitelik 6

3.1. Korelasyon Analizi

Korelasyon analizi, iki değişken arasındaki pozitif ya da negatif ilişkinin olup olmadığını göstermeye yarayan bir analizdir. Uçtan uca yapılan model çalışmalarında, model kurulmadan önce bağımsız değişkenler arasındaki ilişkinin kontrol edilmesi faydalı olabilir. Gerektiği durumda öz nitelik veri setinden çıkartılabilir bu durum çalışmanın içeriğine göre değişebilmektedir. Aşağıdaki grafik bilgi amaçlı paylaşılmış olup bağımsız değişkenlerin aralarındaki ilişkinin modelimizi etkilemediği gösterilmeye çalışılmıştır. Örneğin öz nitelikler (bağımsız değişken) arasında işlem

tutarları için pozitif korelasyon olduğu görülürken diğer değişkenler için ilişkinin çok az olduğu, negatif korelasyon olduğu (-0.03 ve -0.04) tespit edilmiştir.

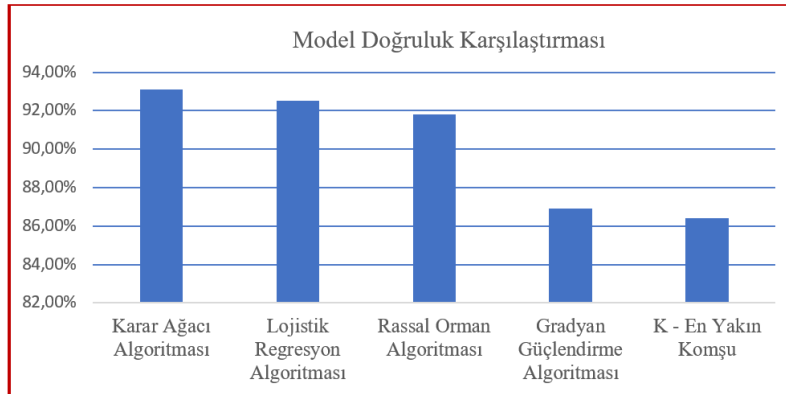
Grafik 2: Korelasyon analizi



3.2. Model Tahmin Sonuçları

Python programlama dili kullanılarak denetimli makine öğrenmesi teknikleriyle Lojistik Regresyon, Karar Ağacı, K-En Yakın Komşu, Rassal Orman ve Gradyan Güçlendirme algoritmaları kullanılmıştır. Modelde verinin %80'ni eğitilmiş %20 si ise test verisi olarak bölümlenmiştir. Bu algoritmalar ile kurulan modellerin doğruluk skor sonuçları genel olarak aşağıda paylaşılmış olup her bir algoritmanın detay sonuçları ise algoritmaların alt başlığı altında ifade edilmiştir.

Grafik 3: Test Doğruluk Skoru (Accuracy)



Denetimli makine öğrenmesi tekniklerinde kurulan modellerin başarısını ölçmek için doğruluk (accuracy) skorlarına bakılabilir. Doğruluk skorları modelin ne kadar doğru tahminleme yaptığını göstermektedir. Ancak bir modelin ne kadar doğru çalıştığını gösteren tek başarı kriteri accuracy değildir. Çalışmada performans metriği olarak ROC-AUC, hata matrisi, precision, F1 skoru ve recall sonuçları da paylaşılmıştır.

Hata matrisinden yola çıkılarak (Sorhun, 2021); doğru negatif (DN), yanlış negatif (YN), yanlış pozitif (YP) ve doğru pozitif (DP) tablosundan hareketle tahmin edilmiş vakalar ile modelin tahmin performansı ölçülebilir. Konuyla ilgili detay bilgi modellerin hata matrislerinde açıklanmıştır.

		<u>Tahmin Edilen Sınıflar</u>	
		Negatif 0	Pozitif 1
<u>Gerçek Sınıflar</u>	Negatif 0	DN	YP
	Pozitif 1	YN	DP

Accuracy (doğruluk), Modelin gerçek bağımlı (hedef) değişkeni ne kadar doğru tahmin ettiğini göstermektedir.

$$Doğruluk = \frac{DP + DN}{DP + DN + YP + YN} \quad (1)$$

Precision (kesinlik), doğru bir şekilde pozitif tahmin edilen gözlemlerin gerçekte ne kadarının doğru olduğunu göstermektedir.

$$Kesinlik = \frac{DP}{DP + YP} \quad (2)$$

Recall (duyarlılık), doğru bir şekilde pozitif olarak tahmin edilen gözlemlerin ne kadar başarılı tahmin edildiğini göstermektedir.

$$Duyarlılık = \frac{DP}{DP + YN} \quad (3)$$

F1 Skoru, Kesinlik ve duyarlılığın harmonik ortalamasıdır.

$$F1 = 2 * \frac{(Kesinlik * Duyarlılık)}{(Kesinlik + Duyarlılık)} \quad (4)$$

Grafik 3 incelendiğinde sırasıyla, Lojistik Regresyon algoritması için verinin %92,5, Karar Ağacı algoritmasının verinin %93,1, K- En Yakın Komşunun verinin %86,4, Rassal Orman algoritması için verinin %91,8, Gradyan Güçlendirme algoritmasının verinin %86,9 oranında doğru tahminleme yaptıkları görülmüştür.

3.2.1. Lojistik Regresyon Algoritması Model Sonuçları

Lojistik regresyon algoritması istatistiğe dayalı bir algoritma olup adında regresyon ifadesi geçse bile bir sınıflandırma problemi algoritmasıdır. Bu algoritma, bağımlı değişkenlerin kategorik olduğu durumlarda bağımlı değişken ile bağımsız değişkenler arasındaki ilişkinin istatistiksel yöntemler sayesinde incelemektedir (Taşçı ve Onan, 2016).

Lojistik regresyon algoritmasının formülasyonu aşağıda paylaşılmıştır (Goy ve ark., 2019).

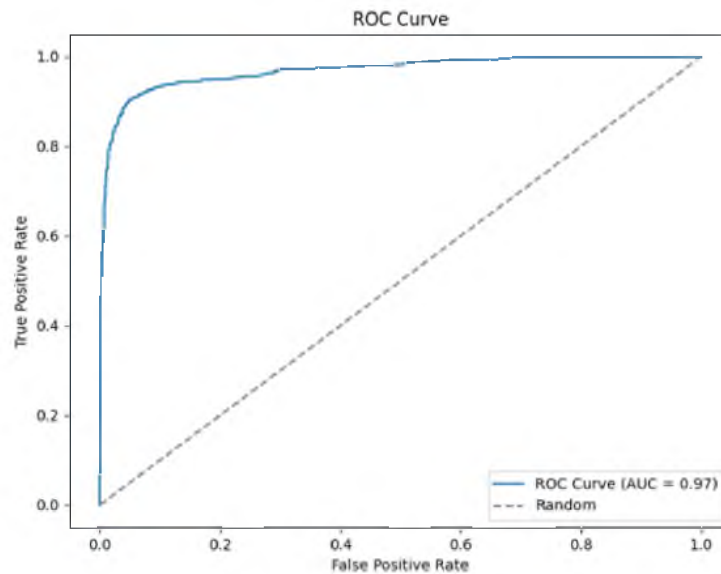
$$y = \frac{1}{1 + e^{-(a_0 + a_1x)}} \quad (5)$$

Tablo 3: Lojistik Regresyon Test Model Sonuçları

Lojistik Regresyon Accuracy: 0.92
Lojistik Regresyon AUC: 0.97
Lojistik Regresyon Precision: 0.93
Lojistik Regresyon Recall: 0.92
Lojistik Regresyon F1-Score: 0.91

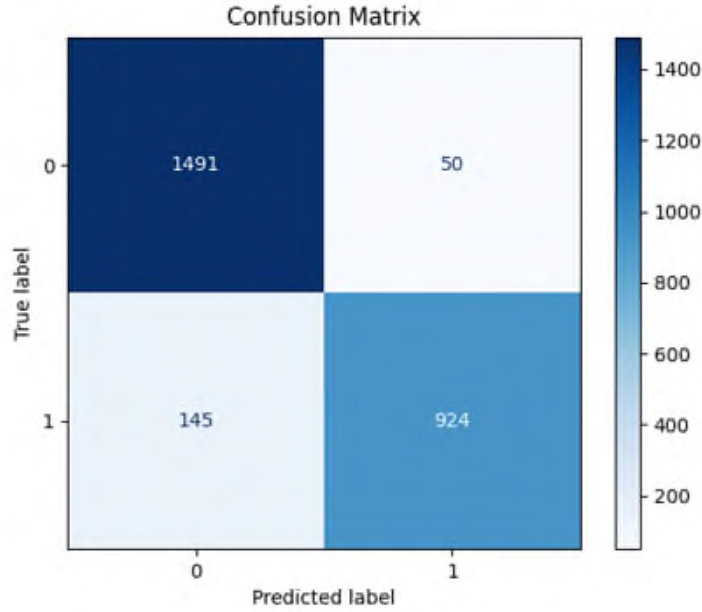
Tablo 3 incelendiğinde, modelin doğru çalışıp çalışmadığını test edebilmek adına veri setinde bölümlenen %20'lik test veri seti için model çalıştırılmıştır. Bu bağlamda 2610 gözlem sayısı için verilerin etiketleri (hedef değişken) verilmeksizin model çalıştırıldığında modelin kredi kartı işleminin sahte olup olmadığını %92 oranla doğru tahmin ettiği tespit edilmiştir. Performans metriklerinde ROC -AUC grafiği ayrıca paylaşılmış olup AUC değeri 1'e ne kadar yakın ise modelin o kadar doğru çalıştığını ifade etmektedir.

Grafik 4: Lojistik Regresyon ROC AUC Eğrisi



ROC sınıflandırma problemlerinde kullanılan ve modelin ne ölçüde başarılı öngördüğünü gösteren performans ölçüm tekniğidir. ROC -AUC eğrisi bize modelin ne kadar başarılı olduğunu gösterir. Bu eğri de AUC değerinin 1'e yakın olması istenen bir durumdur (Sorhun, 2021).

Grafik 5: Hata Matrisi (Confusion Matrix)



Grafik 5 incelendiğinde, lojistik regresyon algoritması ile kurulan modelin test sonuçlarında hata matrisine bakıldığında grafiğin sol tarafında görülen gerçek etiketlerde (true label) kredi kartı sahteciliği (fraud) olarak belirlenen 145 işlem olduğu ancak modelin bu 145 işlemi sahtecilik olmayan (0) kredi kartı işlemi olarak tahmin ettiği görülmektedir. Bu bağlamda modelin dolandırıcılık olan 145 adet işlemi kaçırdığı yani yakalayamadığı görülmüştür. Aynı şekilde 50 kredi kartı işlemin aslında sahtecilik işlemi olmadığı (0) ancak modelin sahtecilik olmayan bu 50 işlemi sahte işlem olarak (1) tespit ettiği görülmüştür.

3.2.2. Karar Ağacı Algoritması Model Sonuçları

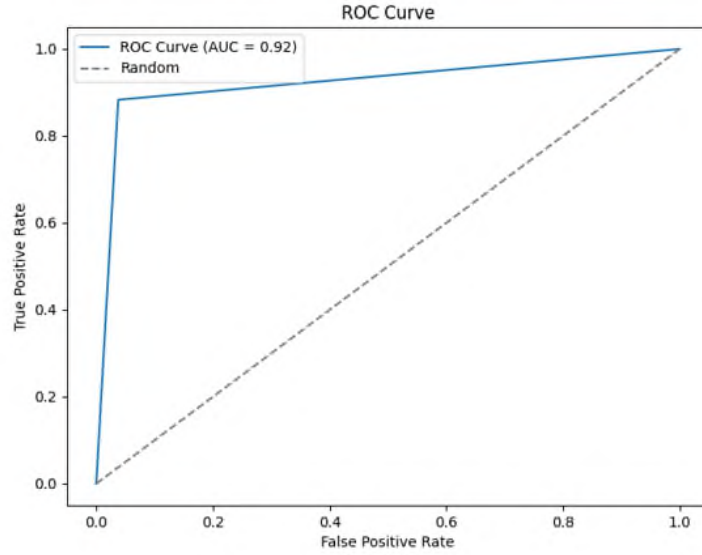
Karar ağacı algoritması şematik olarak ağaca benzeyen kök, boğum, dallar ve yaprak görüntüsünü anımsatmaktadır. Makine öğrenmesi tekniğinde hem sınıflandırma hem de regresyon problemlerinde başvurulan bir yöntemdir (Nie ve ark., 2011).

Tablo 4: Karar Ağacı Test Model Sonuçları

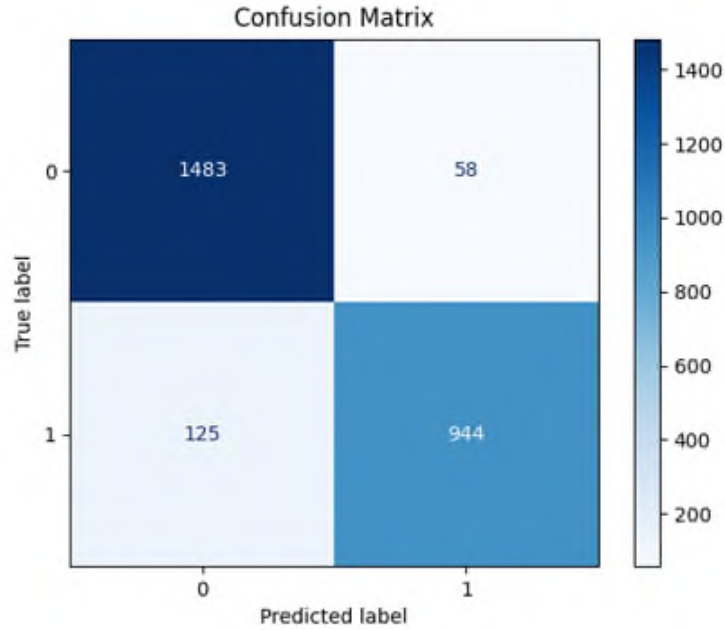
Karar Ağacı Accuracy: 0.92
Karar Ağacı AUC: 0.92
Karar Ağacı Precision: 0.93
Karar Ağacı Recall: 0.92
Karar Ağacı F1-Score: 0.91

Karar ağacı algoritması sınıflandırma problemlerinde performansı yüksek olan bir algoritmadır. Tablo 4 test sonuçları incelendiğinde yapılan kredi kartı işlemlerinin %92'sini doğru tahmin ettiği tespit edilmiştir. Hata matrisinden hareketle kesinlik, duyarlılık ve F1 skoru oranları da benzerdir. ROC eğrisine bakıldığında da eğrinin yukarı kaydığı görülmektedir. Bu durum modelin ne kadar doğru sınıflandırdığını göstermektedir.

Grafik 6: Karar Ağacı ROC AUC Eğrisi



Grafik 7: Hata Matrisi (Confusion Matrix)



Grafik 7 incelendiğinde, karar ağacı hata matrisinde gerçek etiketlerde (true label) kredi kartı sahteciliği (fraud) olarak gerçek 125 işlem olduğu ancak modelin bu 125 işlemi dolandırıcılık olmayan (0) kredi kartı işlemi olarak tahmin ettiği görülmektedir. Model dolandırıcılık olan 125

işlemi kaçırmıştır. Aynı şekilde 58 işlemin aslında dolandırıcılık olmadığı (0) ancak modelin dolandırıcılık olmayan 58 işlemi dolandırıcılık işlemi olarak (1) tahmin ettiği görülmüştür.

3.2.3. K En Yakın Komşu Algoritması Model Sonuçları

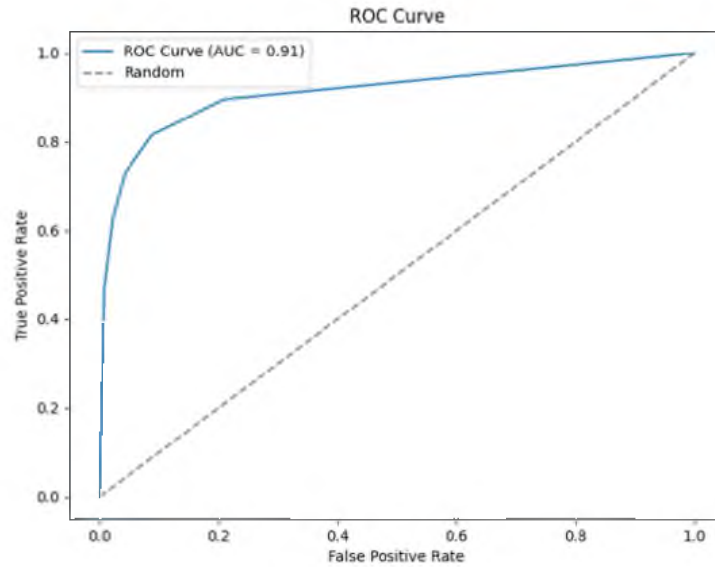
K-En Yakın komşu kategorik sınıflandırma problemlerinde sıklıkla başvurulan bir algoritma yöntemidir. “K” harfi komşu sayısını ifade ediyor olup en yakın komşu sayısını belirlemektedir. Bu algoritma en yakın mesafedeki “K” adet komşulara olan uzaklığı hesaplarken üç tip fonksiyon kullanmaktadır. Bunlar; Öklid mesafesi, Manhattan mesafesi ve Minkowski mesafesidir. Fakat en yaygın kullanılan Öklid mesafesi olmaktadır (Sorhun, 2021).

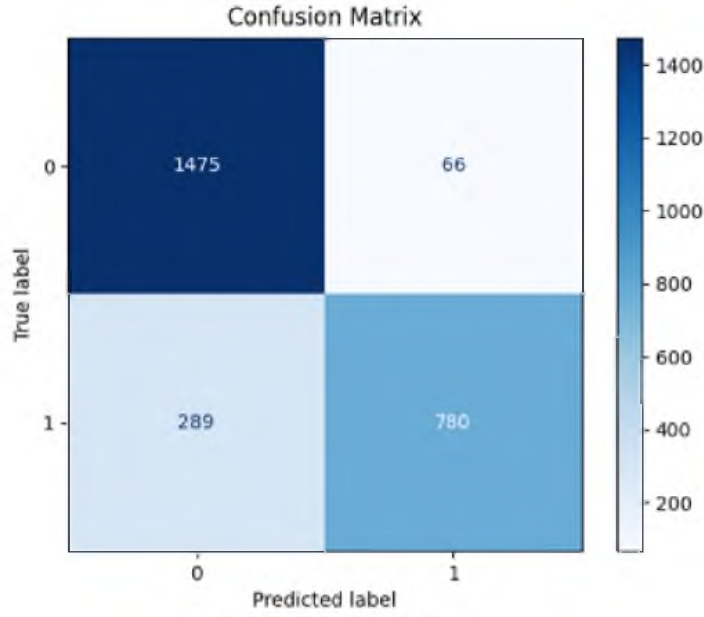
Tablo 5: K-En Yakın Komşu Test Model Sonuçları

K En Yakın Komşu Accuracy: 0.86
K En Yakın Komşu AUC: 0.91
K En Yakın Komşu Precision: 0.87
K En Yakın Komşu Recall: 0.86
K En Yakın Komşu F1-Score: 0.83

Tablo 5 incelendiğinde, modelin performansı makine öğrenmesi tekniğine göre “çok iyi” olarak kabul edilen bir performans sergilemiştir. Bunun anlamı model kredi kartı işlemlerinin sahte olup olmadığını ayırt etmekte başarılıdır. ROC-AUC eğrisine de bakıldığında AUC değeri 1’e yakın, ROC eğrisi de yukarı yönlüdür.

Grafik 8: K En Yakın Komşu ROC AUC Eğrisi



Grafik 9: Hata Matrisi (Confusion Martix)

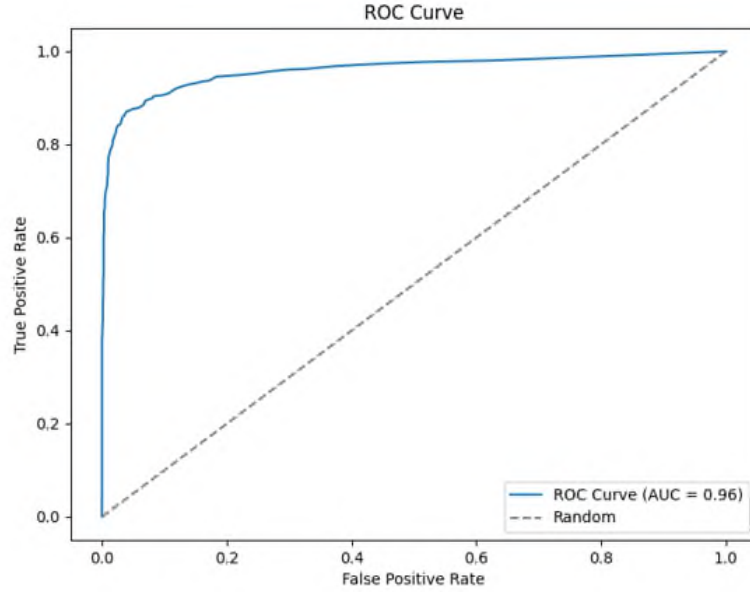
Hata matrisi incelendiğinde, gerçek etiketlerde kredi kartı sahteciliği (fraud) olarak etiketlenen 289 dolandırıcılık işlemi olduğu ancak modelin bu 289 işlemi dolandırıcılık olmayan (0) kredi kartı işlemi olarak tahmin ettiği görülmektedir. Aynı şekilde 66 işlemin gerçek etiketinde dolandırıcılık olmadığı (0) ancak modelin dolandırıcılık olmayan 66 işlemi dolandırıcılık olarak (1) tahmin ettiği görülmüştür.

3.2.4. Rassal Orman Algoritması Model Sonuçları

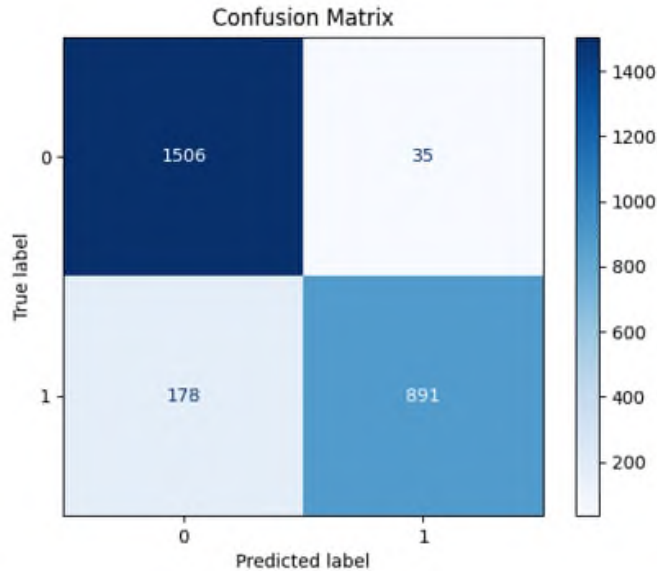
Rassal orman algoritması bir ormandaki tüm ağaçlar için aynı dağılıma sahip olan ağaç tahmincilerinin bir birleşimidir. Böylece her ağaç, bağımsız olarak örneklenen ve ormandaki tüm ağaçlar için aynı dağılıma sahip rastgele bir vektörün değerlerine bağlı olmaktadır. Nihayetinde her bir ağaç ayrı bir model üretip bu modellerin performans skorlarının ortalaması alınmaktadır (Breiman, 2001).

Tablo 6: Rassal Orman Test Model Sonuçları

Rassal Orman Accuracy: 0.91
Rassal Orman AUC: 0.96
Rassal Orman Precision: 0.92
Rassal Orman Recall: 0.92
Rassal Orman F1-Score: 0.90

Grafik 10: Rassal Orman ROC AUC Eğrisi

Modelin performans sonuçları incelendiğinde; doğruluk, kesinlik, duyarlılık ve F1 skoru sonuçlarıyla problemi ayırt etme yeteneği sergilemiştir. ROC eğrisi yukarı yönlü olup AUC eşik değeri de 1'e yakın tespit edilmiştir. Bu bağlamda Rassal Orman algoritması sınıflandırma problemlerinde ayır etme performansı yüksek olan algoritmalarından biridir.

Grafik 11: Hata Matrisi (Confusion Matrix)

Hata matrisi incelendiğinde, gerçek etiketlerde kredi kartı sahteciliği (fraud) olarak etiketlenen 178 işlem olduğu ancak modelin bu 178 işlemi kaçırarak dolandırıcılık işlemi olmayan (0) kredi kartı işlemi olarak tahmin ettiği görülmektedir. Aynı şekilde 35 işlemin gerçek etiketinde dolandırıcılık olmadığı (0) ancak modelin dolandırıcılık olmayan 35 işlemi dolandırıcılık olarak (1) tahmin ettiği görülmüştür.

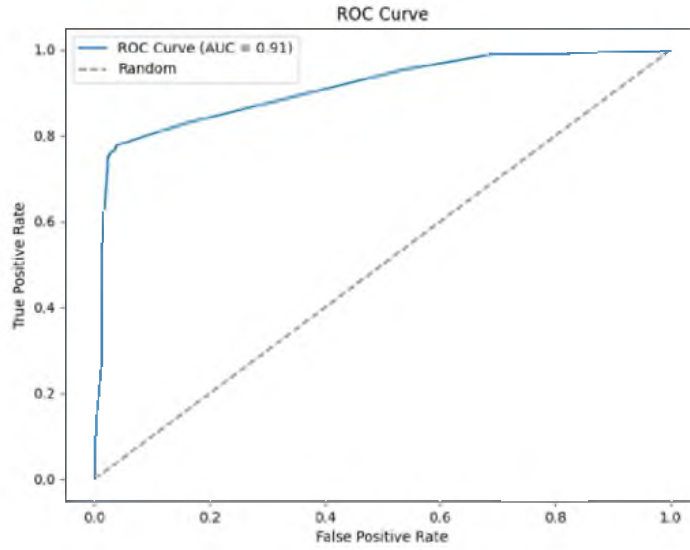
3.2.5. Gradyan Güçlendirme Algoritması Model Sonuçları

Gradyan Güçlendirme algoritması, denetimli makine öğrenmesi yöntemlerinde kullanılan bir diğer algoritmadır. Gradyan güçlendirme denemesinin sebebi, modellerin sırasıyla eğitilip ve her yeni bir modelin bir önceki modelin kusurlarını düzeltmeye odaklanmasından kaynaklanmaktadır (Hild, 2021).

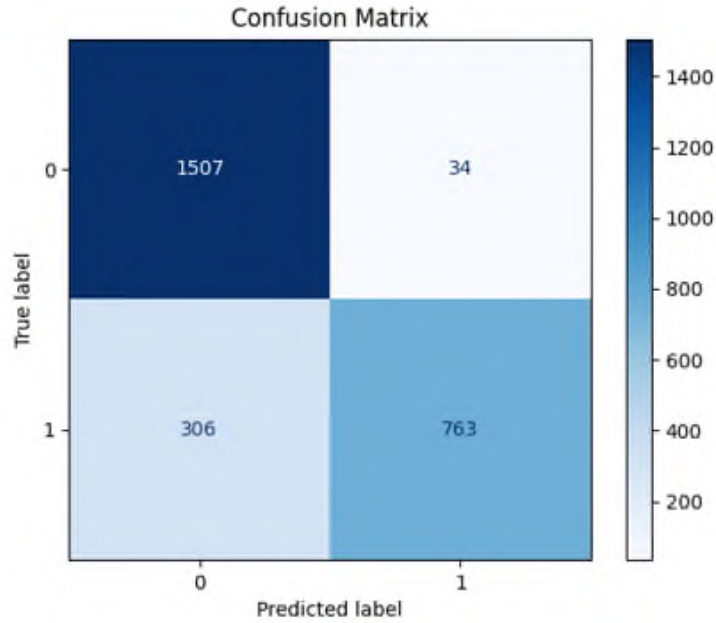
Tablo 7: Gradyan Güçlendirme Test Model Sonuçları

Gradyan Güçlendirme Accuracy: 0.86
Gradyan Güçlendirme AUC: 0.91
Gradyan Güçlendirme Precision: 0.88
Gradyan Güçlendirme Recall: 0.87
Gradyan Güçlendirme F1-Score: 0.84

Grafik 12: Gradyan Güçlendirme ROC AUC Eğrisi



Model performans sonuçları incelendiğinde, doğruluk (accuracy), kesinlik (precision), duyarlılık (recall) ve F1 skor (F1-score) sonuçları %80 üzeri olduğundan modelin veri setini sahte işlem olup olmadığını ayırt etme performansının yüksek olduğu tespit edilmiştir. ROC-AUC eğrisi incelendiğinde de AUC eğrisinin 1'e yakın olduğu görülmüştür.

Grafik 13: Hata Matrisi (Confusion Martix)

Hata matrisi incelendiğinde, gerçek etiketlerde kredi kartı sahteciliği (fraud) olarak etiketlenen 306 işlem olduğu ancak modelin bu 306 adet kredi kartı işlemini kaçırarak dolandırıcılık olmayan (0) kredi kartı işlemi olarak tahmin ettiği görülmektedir. Aynı şekilde 34 işlemin gerçek etiketinde dolandırıcılık olmadığı (0) ancak modelin dolandırıcılık olmayan 34 işlemi dolandırıcı işlemi olarak (1) tahmin ettiği görülmüştür.

4. Tartışma ve Sonuç

Teknolojinin gelişmesiyle birlikte globalleşme de artmıştır. Bu gelişmelerin beraberinde kişi ve kurumların ödeme alışkanlıkları da bir hayli değişmiş e-ödeme sistemi hayatımıza oldukça yerleşmiştir. Bundan yıllar önce tüketiciler nakit ödemesiz harcama alışkanlığı yokken günümüz dünyasında ise artık tüketiciler kredi kartı kullanımının birçok avantajlarından dolayı neredeyse tüm harcamalarını kredi kartı ile yapmaktadır. Özellikle dijital platformlardaki harcamalar yadsınamayacak derecede artış göstermiştir.

Modernleşmeyle birlikte bankaların kredi kartı pazar payı da artmıştır. Böylelikle bankalar, müşterilerine birçok avantaj sunan prestijli kartlar piyasaya sürmüştür. Yaşanan bu olumlu gelişmelerin yanı sıra hızlı ve kolay alışverişin güvenli bir şekilde yapılması da bankalar için çözülmesi gereken bir problem olarak gündeme gelmiştir. Bu kapsamda bu denli yoğun kredi kartı harcaması yapılan, dinamik bir yapıya sahip olan dijital platformda kredi kartı dolandırıcılığını tespit etmek bir hayli zor olabilmektedir.

Literatür çalışmaları incelendiğinde kredi kartı dolandırıcılığı ile ilgili çalışmalarda veri dengesizliği ile ilgili ciddi problemler olduğu dolayısıyla da bazı çalışmaların veri setinin simülasyon yöntemi ile elde edildiği görülmüştür. Bunun yanı sıra kamuya açık platformlarda da aynı verilerin kullanıldığı tespit edilmiştir. Bu çalışmada diğer çalışmalardan farklı olarak gerçek ve güncel verilerden yola çıkarak model oluşturulmaya çalışılmıştır. Ancak kredi kartı işlemlerinin sahte olup olmadığını tespit etme sürecinde zor olan veri setinin dağılımıdır. Saniyeler içinde milyonlarca işlem olabilmektedir. Bu bağlamda veri seti dağınık yani düzensiz olabilmektedir. Veri dağılımı düzenli

olduğunda ise yani öz nitelikleri (meslek, cinsiyet, işlem tutarı, işlem saati, işlem günü, harcama kanalı gibi) kümelenebildiğinde denetimli makine öğrenmesi tekniği sahtecilik işlemlerini tahmin etme performansı yüksek olduğu görülmüştür.

Bankalar kredi kartı işlemlerinin sahte olup olmadığını tespit edebilmek adına ciddi maliyetlere katlanabilmektedir. Bu işlemler banka bünyesinde ya da danışman firma eşliğinde hem operasyonel maliyetlere sebep olmakta hem de banka gelirini etkilemektedir. Bu çalışma ile birlikte veri setleri sistematize edilebilirse denetimli makine öğrenmesi yöntemlerinin kullanılabilmesi gösterilmeye çalışılmıştır. Kullanıcılara faydalı olması açısından da bu tekniklerden başarılı performans sergileyen algoritmalar paylaşılmıştır. Bunun yanı sıra çok fazla öz nitelik kullanarak algoritmaları yoran, algoritmanın çalışma performansını etkileyen bir veri setinden ziyade az sayıda öz nitelik ile de yüksek performans sergileyen algoritma örnekleri önerilmiştir.

Çalışmanın kısıtı ise, veri seti dağılımının düzenli olması ve anomaliler olmaması açısından öz nitelik çıkartma işlemi uygulanarak “işlem saati” bilgisinin öz nitelikten çıkartılmasıdır. Bir başka çalışmada işlem saati de veri setine dahil edilerek yeni bir model önerisi sunulabilir. Bununla birlikte sınıflandırma problemlerinde yüksek performans sergileyen Naif Bayes, Aşırı Gradyan Güçlendirme gibi diğer denetimli algoritmalar denenebilir.

Çalışmada veri setinin manuel düzenlenmesi de efor maliyetini artıran bir süreçtir. Bu kapsamda bankalar veri setini otomatize eden bir sistem ile denetimli makine öğrenmesi algoritmalarında çalışabilecek bir veri dağılımı oluşturabilirlerse çalışmada önerilen algoritmalar ile yüksek performans elde edilebilen modellerin kullanılabilmesi düşünülmektedir.

Çalışmanın sonuçları incelendiği zaman modellerin doğruluk skorlarının, kesinlik, duyarlılık, F1 skorları ve ROC-AUC eğrilerinin yüksek performans sergilediği gözlemlenmiştir. Çalışmada yüksek performans sergileyen algoritmalar tercih edilerek kullanıcılara alternatifler sunulması hedeflenmiştir. Bu bağlamda özellikle bir model seçimi yapılmamış olup beş başarılı algoritma alternatifi sunulmuştur. Modellerin hata matrisleri incelendiği zaman en çok hatalı tahmin yapan algoritmanın Gradyan Güçlendirme algoritması ile kurulan modelin olduğu görülmüştür.

Gradyan Güçlendirme algoritması, veri setinde gerçekte etiketi sahte işlem (fraud) olan 306 işlemin sahte olmayan (fraud olmayan) işlem olarak tahmin ettiği görülmüştür. Bu kapsamda Gradyan Güçlendirme algoritması 306 adet sahte işlemi kaçırdığı ifade edilebilir. Karar Ağacı algoritmasına bakıldığında ise, en az hata ile tahmin yapan algoritma olduğu görülmüştür. Bu bağlamda veri setinin gerçekte etiketi sahte işlem (fraud) olup ancak modelin 125 adet işlemi sahte olmayan (fraud olmayan) işlem olarak tahmin ettiği görülmüştür. Hata matrislerine bakıldığında sırasıyla en iyi performansı gösteren yani en az hatalı tahmin yapan algoritmalar; Karar Ağacı algoritması, Lojistik Regresyon algoritması, Rassal Orman algoritması, K-En Yakın Komşu ve son olarak Gradyan Güçlendirme algoritmasıdır.

Bu çalışmada Python (3.9 sürüm) programlama dili aracılığıyla yapay zekâ temelli denetimli makine öğrenmesi yöntemleri kullanılmıştır. Bu çalışmayla birlikte bankacılık sektöründe kredi kartı dolandırıcılığı tespit etme anlamında ışık tutması, bankaların veri setlerini sistematik hale getirebilmeleri durumunda yani makine öğrenmesi yapısına uygun hale getirebilmeleri durumunda (algoritmaların eğitilmesi için çok fazla tekli senaryo olmamalı) kendi bünyelerinde makine öğrenmesi tekniklerini kullanabilecekleri gösterilmeye çalışılmıştır. Çalışmada diğer çalışmaların aksine gerçek veri seti kullanılarak sınıflandırma problemlerinde performansı yüksek kabul gören algoritmalar test edilmiştir. Öz nitelik değişken sayısı az tutularak da algoritmaları yormayan bir yöntem denenmiş modellerin performanslarının yüksek olduğu görülmüştür. Denetimli makine

öğrenmesi performans ölçütleri olarak ROC-AUC, hata matrisi, doğruluk (accuracy), kesinlik (precision), duyarlılık (recall) ve F1 skor (F1-score) gibi metriklere de bakılarak çalışma güçlendirilmiştir. Bu bağlamda beş algıtmada performanslarından dolayı önerilmekle birlikte hata matrislerine bakıldığında Karar Ağacı algoritmasının daha az hata ile tahmin ettiği görülmüştür.

Hakem Değerlendirmesi: Dış bağımsız.

Yazar Katkıları: Çalışma Konsepti/Tasarım- G.A., M.R.Z.; Veri Toplama- G.A., M.R.Z.; Veri Analizi/Yorumlama- G.A., M.R.Z.; Yazı Taslağı- G.A., M.R.Z.; İçeriğin Eleştirel İncelemesi- G.A., M.R.Z.; Son Onay ve Sorumluluk- G.A., M.R.Z.

Çıkar Çatışması: Yazarlar çıkar çatışması beyan etmemişlerdir.

Finansal Destek: Yazarlar finansal destek beyan etmemişlerdir.

Peer Review: Externally peer-reviewed.

Author Contributions: Conception/Design of Study- G.A., M.R.Z.; Data Acquisition- G.A., M.R.Z.; Data Analysis/Interpretation- G.A., M.R.Z.; Drafting Manuscript- G.A., M.R.Z.; Critical Revision of Manuscript- G.A., M.R.Z.; Final Approval and Accountability- G.A., M.R.Z.

Conflict of Interest: Authors declared no conflict of interest.

Financial Disclosure: Authors declared no financial support.

ORCID:

Güner Altan 0000-0001-6189-7104

Metin Recep Zafer 0000-0002-6508-6170

KAYNAKLAR / REFERENCES

- Afriyie, J. K., Tawiah, K., Pels, W. A., Addai-Henne, S., Dwamena, H. A., Owiredu, E. O., ... & Eshun, J. (2023). A supervised machine learning algorithm for detecting and predicting fraud in credit card transactions. *Decision Analytics Journal*, 6, 100163.
- Alraddadi, A. S. (2023). A Survey and a Credit Card Fraud Detection and Prevention Model using the Decision Tree Algorithm. *Engineering, Technology & Applied Science Research*, 13(4), 11505-11510.
- Ay, A.K. (2022). Kredi Kartı Dolandırıcılığının Tespitinde Yeniden Örnekleme Tekniklerinin Kullanımı. (Yüksek Lisans Tezi), Eskişehir Osmangazi Üniversitesi Fen Bilimleri Enstitüsü.
- Breiman, L. (2001). Random forests. *Machine learning*, 45, 5-32.
- Çilburunoğlu, K. (2023). Kredi Kartı Dolandırıcılık Tespitinde Makine Öğrenme Algoritmalarının Karşılaştırmalı Analizi. (Yüksek Lisans Tezi), İstanbul Gedik Üniversitesi Eğitim Enstitüsü.
- Çolak, U. (2021, 30 Mayıs). <https://ufukcolak.medium.com/makine-ogrenmesi-veri-on-isleme-5-58e1ce73c1fb>.
- Goy, G., Gezer, C., & Güngör, V. C. (2019). Makine Öğrenmesi Yöntemleri ile Kredi Kartı Sahteciliği Tespiti. 4. *Uluslararası Bilgisayar Bilimleri ve Mühendisliği Konferansı (UBMK)*
- Hild, A. (2021). Estimating And Evaluating The Probability Of Default- A Machine Learning Approach. (Master Thesis). Uppsala Universitet, Statistics In The Faculty Of Social Sciences.
- Kılıç, N. (2023). Makine Öğrenimi Algoritmaları ile Kredi Kartı İşlemlerinde Dolandırıcılık Tespiti. (Yüksek Lisans Tezi). Hitit Üniversitesi Eğitim Enstitüsü.
- Madhurya, M. J., Gururaj, H. L., Soundarya, B. C., Vidyashree, K. P., & Rajendra, A. B. (2022). Exploratory analysis of credit card fraud detection using machine learning techniques. *Global Transitions Proceedings*, 3(1), 31-37.


- Nie, G., Rowe, W., Zhang, L., Tian, Y., & Shi, Y. (2011). Credit card churn forecasting by logistic regression and decision tree. *Expert Systems with Applications*, 38(12), 15273-15285.
- Noviandy, T. R., Idroes, G. M., Maulana, A., Hardi, I., Ringga, E. S., & Idroes, R. (2023). Credit Card Fraud Detection for Contemporary Financial Management Using XGBoost-Driven Machine Learning and Data Augmentation Techniques. *Indatu Journal of Management and Accounting*, 1(1), 29-35.
- Sorhun, E. (2021). Python ile Makine Öğrenmesi. İstanbul: Abaküs Yayınları.
- Şahinaslan, E., Günerkan, M., & Şahinaslan, Ö. (2023). Makine Öğrenmesinde Kategorik Veri Kodlama Tekniğinin Kullanımına Alternatif Bir Çözüm Yöntemi. *Journal of Intelligent Systems: Theory and Applications*, 6(1), 1-11.
- Ren, Z., Wang, S., & Zhang, Y. (2023). Weakly supervised machine learning. *CAAI Transactions on Intelligence Technology*, 8(3), 549-580.
- Taşcı, E., & Onan, A. (2016). K-en yakın komşu algoritması parametrelerinin sınıflandırma performansı üzerine etkisinin incelenmesi. *Akademik Bilişim*, 1(1), 4-18.
- Osisanwo, F. Y., Akinsola, J. E. T., Awodele, O., Hinmikaiye, J. O., Olakanmi, O., & Akinjobi, J. (2017). Supervised machine learning algorithms: classification and comparison. *International Journal of Computer Trends and Technology (IJCTT)*, 48(3), 128-138.
- Unogwu, O. J., & Filali, Y. (2023). Fraud detection and identification in credit card based on machine learning techniques. *Wasit Journal of Computer and Mathematics Science*, 2(3), 16-22.
- Yeşilyurt, F. (2023). Kredi Kartı Sahteciliğinin Yapay Sinir Ağları ile Tespiti. (Yüksek Lisans Tezi), Kütahya Dumlupınar Üniversitesi Lisansüstü Eğitim Enstitüsü.

Atf biçimi / How cite this article

Altan , G., Zafer, M.R.(2024). Predicting credit card fraud using supervised machine learning methods: comparative analysis. *İktisat Politikası Araştırmaları Dergisi - Journal of Economic Policy Researches*, 11(2), 242-262. <https://doi.org/10.26650/JEPR1433315>

Influence of the COVID-19 Pandemic on Exports in Türkiye: Evidence from ARDL Model

Covid-19 Salgınının Türkiye'nin İhracat Performansına Etkisi: ARDL Modelinden Kanıtlar

Zaim Reha Yaşar¹ 

ABSTRACT

Türkiye is a country in which the COVID-19 pandemic has deeply affected export performance. The aim of this paper is to analyse the impact of the COVID-19 pandemic on Turkish export performance using different variables indicating the severity of the COVID-19 effects. The effect of COVID-19 on Türkiye's export performance is empirically analysed with the ARDL approach by employing time series data covering the 2013:q1-2022:q1 period. The estimation results of the six models indicate that COVID-19 does not affect Turkish export performance in the long term, whereas its lagged variables have negative and significant effects in the short term. Foreign income has positive and statistically significant effects on export volumes in both the short and long term. The exchange rate significantly and negatively affects export flows in both the short and long term. The results of this paper are robust against different types of COVID-19 proxies. COVID-19 has negative effects on exports in the short run for Türkiye's economy. The results indicate that policymakers should consider the lagged effects of variables in addition to the current version. The findings also show the recommendation that short- and long-run estimations should be conducted to determine the short- and long-run relations.

Keywords: Covid-19, Export performance, Supply chain, Lockdown policies, ARDL method

Jel Codes: C22, F14, I18

¹Kırıkkale University, Faculty of Economics and Administrative Sciences, Department of Economics, Kırıkkale-Türkiye

Corresponding author / Sorumlu yazar: Zaim Reha Yaşar
E-mail / E-posta : reha@kku.edu.tr

Submitted / Başvuru : 02.05.2024
Accepted / Kabul : 08.07.2024
Published Online / Online Yayın : 05.08.2024



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

ÖZ

Covid-19 salgınının dış ticareti derinden etkilediği ülkelerden biri Türkiye'dir. Bu çalışmanın amacı, Covid-19 salgınının Türkiye'nin ihracatı üzerindeki etkisini, farklı Covid-19 değişkenleri ile analiz etmektir. Covid-19 salgınının ihracat üzerindeki etkisi ampirik olarak ARDL yöntemi ile analiz edilmiş olup analiz dönemi 2013:q1-2022:q2 aralığını kapsamaktadır. Altı modelin de tahmin sonuçları, Covid-19 salgınının uzun vadede Türkiye'nin ihracatını etkilemediğini fakat gecikmeli değerlerin kısa vadede ihracatı negatif ve istatistiki olarak anlamlı etkilediğini göstermektedir. Dış dünya gelirin ise kısa ve uzun dönemde ihracat üzerinde pozitif ve istatistiki olarak anlamlı etkileri bulunmaktadır. Bununla birlikte, döviz kuru hem kısa hem de uzun vadede ihracatı önemli derecede olumsuz etkilemektedir. Farklı Covid-19 değişkenleri ile yapılan analizin sonuçları birbirini destekler niteliktedir. Bununla birlikte Covid-19, ihracat üzerindeki olumsuz etkisini kısa dönemde göstermektedir. Bu nedenle politika yapımcılar, sadece cari göstergeleri değil değişkenlerin gecikmeleri etkilerini de göz önünde bulundurmalıdır. Sonuçlar aynı zamanda kısa ve uzun vadeli ilişkileri görmek için kısa ve uzun dönemli tahminlerin de yapılması gerektiğini desteklemektedir.

Anahtar Kelimeler: Covid-19, İhracat performansı, Arz zinciri, Karantina önlemleri, ARDL yöntemi

Jel Sınıflandırması: C22, F14, I18

1. Introduction

International trade has suffered its biggest setback since the second world war in 2020, when the COVID-19 outbreak escalated (OECD, 2021). Global commodity and service trade valued at \$25 trillion in 2020 shrank by 10% (\$2.5 trillion) in 2020. Depending on the spread of the pandemic, a contraction in international trade occurred to a large extent in the first half of 2020. Accordingly, the volume of international trade in goods contracted by nearly 7% in the first quarter but shrank by 18% in the second quarter. In the same period, service trade decreased by approximately 25%. Undergoing a recovery in 2021, global trade increased by more than 6 trillion US dollars and reached approximately 28 trillion US dollars (UNCTAD, 2022).

The reasons why Covid-19 has had a devastating impact on global trade include curfews, quarantines, social distancing practises, travel restrictions, stringent border controls, and border closures (WTO, 2021). Consequently, the movement of goods and people has come to a standstill. The interruption of education in schools also exerted great pressure on employees to stay at home. Diseases and deaths experienced for a long time, especially in countries most affected by COVID-19 directly affected the workforce. These changes have caused a decline in global production (Hayakawa & Mukunoki, 2021).

Although economic crises were essentially based on a crisis of confidence, COVID-19 directly stopped economic activity. Because of the quarantine measures, the economic crisis spread to all sectors instantly and simultaneously, bringing service trade to a standstill. Strict protective measures have been implemented, especially in the trade of agricultural, food and medical goods (Bulut, 2023). However, quarantine practises and curfews have prevented balancing mechanisms (such as work informally) that would come into play during economic crises. Consequently, large-scale state support was implemented to reduce the economic and social impact of the crisis. Despite all measures taken, SMEs were the ones most affected by the pandemic conditions (OECD, 2020).

Logistical interruptions in the supply and demand shocks caused by COVID-19 further spread and intensified the crisis due to the break in supply chains (Brenton et al., 2022). Accordingly, the low-tech textile, apparel, leather, and wood products sector and the high-tech transportation vehicles and parts sector, which are closely connected to the global supply chain, were most affected by the pandemic. The sectors that were least affected were agriculture, food, pharmacy, and medical

products (Pianta, 2021). Those most affected by the Covid-19 pandemic were the least developed and developing countries where foreign trade maintained its weight in the economy. The share of foreign trade in these countries in global trade, which plays an important role in increasing welfare, rose from 16% in 1990 to 30% in 2017 (WTO, 2021).

Türkiye is one of those countries where the weight of exports has increased in its economic structure. While the share of exports in GDP in Türkiye was below 10% in the 1980s, it reached 20% after the 2000s (TÜİK, 2014), as a result of which Türkiye became one of the countries whose economies were worst affected by Covid-19. With the emergence and spread of the COVID-19 pandemic in Türkiye, exports decreased by 18.3%, 41.5%, and 40.9%, respectively, in March, April, and June 2020. In parallel, the Turkish economy contracted by 10.3% in the second quarter of 2020 and by 6.5% throughout the year. All these developments necessitate clarifying important questions regarding the impact of COVID-19 on Türkiye's exports. This study aims to fill an important gap in the literature by addressing the impact of COVID-19 on Türkiye's exports from different perspectives for the first time. Dummy variable: number of confirmed total cases and deaths; confirmed new cases and deaths; average number of days off work in terms of exports. Along with these, the impact of COVID-19 on exports was assessed by dividing it into short and long periods.

2. Literature

There are many studies in the literature dealing with the impact of COVID-19 on exports. These results are of great importance for observing the various effects of COVID-19 on exports. In their paper in which they examined 29 Asia-Pacific countries, Das and Sen (2022) showed that Covid-19 adversely affected the export of medical products, resulting from the export restrictions applied by the exporting countries. Hayakawa and Mukunoki (2021), in their analysis of 34 countries, showed that the most adversely affected ones by COVID-19 were labour-intensive sectors. Barbero et al. (2021), on the other hand, in their study using export data from 68 countries, concluded that Covid-19 significantly disrupted exports, and the negative effect was most pronounced in countries with similar income levels. Hayakawa and Mukunoki (2020), in their paper, in which they examined 186 countries for the first quarter of 2020, showed that COVID-19 adversely affected the foreign trade of especially exporting countries. In addition, it has been determined that of the exporting countries, the developing countries were those most adversely affected by the pandemic, with textiles, footwear, and plastics as the main sectors affected.

Ugurlu and Jindrichovska (2022), who investigated the effect of Covid-19 on trade between Hungary, Czechia, Poland, and Hungary, showed that exports were only negatively affected by quarantine periods, and the duration of this effect varied from country to country. Jindrichovska and Ugurlu (2021) also examined the impact of COVID-19 on foreign trade between China and the EU. The results indicate that although foreign trade decreased sharply, China's exports of healthcare and medical equipment increased because of the flexibility adjusted to the increased demand. Zhang et al. (2022) analysed the causal relationship between mutual trade between the United States and China and COVID-19. Accordingly, although unidirectional causality runs from the number of deaths to exports in China, this does not apply to the number of cases. On the other hand, the causality relationship is valid for both variables in the United States. Arenas et al. (2022), in their study on the Philippines, showed that the quarantine measures implemented by the Philippines' trading partners negatively affected their exports. Meanwhile, no significant relationship was observed between the quarantine measures implemented by the Philippines and exports. Hetami et al. (2022) focused on

foreign trade between Japan and Indonesia, concluding that COVID-19 had a significant negative impact on the economy and foreign trade of the two countries. Arita et al. (2022), on the other hand, showed that COVID-19 globally affected the agricultural products traded the least. According to the other results of the study, the countries most affected by agricultural trade due to COVID-19 are less developed in the low-income group.

However, Wei et al. (2021) analysed the impact of Covid-19 on the foreign trade of South Korea, Japan and China, reaching the following conclusion: Controlling the pandemic positively affected Japan's exports. The export performance of China and South Korea also depends on the severity of the pandemic in their main trading partners. Socrates and Lashitew (2020), in their study on Kenya covering the period of June 1, 2019-2020, showed that exports to quarantine countries increased slightly, but imports from these countries decreased significantly. Minondo (2020) researched the impact of COVID-19 on Spain's trade in goods and services based on data. According to the results of the research, Spain's trade in goods and services decreased significantly due to COVID-19. Transportation equipment, capital goods, durable consumer goods, and tourism were the sectors whose exports were most affected, especially due to the quarantine measures.

Brussevich et al. (2022) did so on a firm basis differently from others and concluded that exporting French firms were most negatively affected by the quarantine measures implemented by their trading partners. In another company-based study, Ben-Xi and Zhang (2020) discussed Chinese exports, establishing that although the export of agricultural products generally decreased, the exports of grain, vegetable oil, and medicinal plants increased. The products whose exports were most negatively affected were vegetables and mushrooms. Veeramani and Anam (2021) examined the impact of COVID-19 on India's exports in the service sector. Their analysis based on the data showed that India's trade in services fell by more than 10% in 2020, with travel, transportation, and financial services being the most affected sectors. Chabossou et al. (2021) investigated the impact of COVID-19 on 122 businesses in Benin and concluded that there was a 53% decrease in the turnover of the companies in the first period of 2020.

In one of the limited studies on the impact of Covid-19 on Türkiye's exports, Çakmaklı et al. (2021) claimed that thanks to structural reforms, the negative reflection of Covid-19 in the banking and finance sector was not observed, while ongoing exchange rate increases throughout the pandemic contributed to Türkiye's economic recovery. By contrast, Açıkgöz and Günay (2021) stated that economic recovery depended on monetary and fiscal policy measures, structural reforms, and vaccination levels. Türkmen and Erturgut (2022) researched the impact of Covid-19 on Türkiye's exports for the first five trading partners and found that after the detection of the first case in Türkiye exports to Germany and England declined, whereas exports to Iraq declined after the first case was detected in Iraq, and added that exports to Italy and the USA fluctuated. On the other hand, Ugurlu (2020) showed that Türkiye can provide competitive advantage, especially in the carpet rugs, milling products, salt, sulphur, cement, motor land vehicles, furniture, iron and steel, iron or steel goods, and non-knitted goods and accessories sectors.

3. Model and Data

3.1. Model

The model given in equation (1) is constructed considering the conventional foreign trade theory extended by different variables indicating the severity of COVID-19 effects.

$$LREX_t = \beta_0 + \beta_1 LWGDP_t + \beta_2 LRRER_t + \beta_3 Covid_t + \varepsilon_t \quad (1)$$

In equation 1, $LREX_t$, the dependent variable of this paper, is Türkiye's real exports. $LWGDP_t$ and $LRRER_t$ are independent variables of the model and represent real foreign income and the real exchange rate, respectively. $Covid_t$ constitutes the main variable of this study and indicates variables related to pandemic conditions. In this context, 6 different variables are employed to measure the impact of COVID-19 conditions on Türkiye's export performance. First, the dummy variable (LC_DUM) that takes the value of 1 from 2020:q1 to 2022:q1 and takes the value of 0 for the remainder of the period is used as a proxy for Covid-19. Second, the average number of days off work (LC_W_CL) (Arenas et al. 2022; Brussevich et al. 2022; Arita et al. 2022; Minondo, 2020) because of pandemic requirements is used as a proxy for pandemic conditions. The number of confirmed total cases (LC_T_CS) and deaths (LC_T_DT) and the confirmed new cases (LC_N_CS) and deaths (LC_N_DT) (Das and Sen 2022; Zhang et al. 2022; Brussevich et al. 2022; Arita, et al. 2022; Hayakawa & Mukunoki 2021; Hayakawa & Mukunoki 2021) related to Türkiye are used sequentially for the remaining equations. In other words, 6 different models are estimated to measure the impact of COVID-19 on export flows. ε_t is the disturbance term in equation (1).

According to economic theory, an increase in foreign income is expected to contribute to expanding export volumes. This is because exporting countries of Türkiye, whose income level is elevated, tend to increase their import demand from Türkiye. An increase in the real exchange rate, which indicates appreciation in the national currency, is expected to negatively impact exports. When the national currency appreciates, it makes export goods more expensive in the international market, leading to a decrease in Turkish exports as import demand from Türkiye decreases (Köse & Aslan 2020). The COVID-19 virus spread globally in early 2020 and affected economies around the world; therefore, it is expected that the virus will also negatively impact Turkish exports (Nakamura & Managi 2020). Given this information, β_2 and β_3 are expected to carry negative signs, while β_1 is expected to carry a positive sign.

3.2. Data

In this paper, estimates are performed using quarterly time series data for the period 2013:q1-2022:q1 for Türkiye. The real export variable is calculated by dividing the nominal export series by the export unit price index based on 2015=100. Both series were obtained from the TurkStat databases in seasonally and calendar adjusted form. The consumer price index-based real exchange rate series are from the Central Bank of Türkiye's Electronic Data Distribution System database. Türkiye's foreign income is calculated by weighting the exports of countries' gross national product (GDP) series by their export share. The GDP series of exporting countries is from the World Bank's Global Economic Monitor database (GEM), adjusted seasonally and based on 2010=100. The COVID-19 variables were retrieved from the Oxford University database. All variables used in the analysis were subjected to logarithmic transformation except for the COVID-19 dummy variable.

4. Empirical Findings

4.1. ARDL Model

The ARDL model requires two basic conditions that must be satisfied. First, all variables in the model must be stationary at a level or first difference. Second, cointegration relationships must exist

among the variables. In this study, unit root and F-bound tests were applied to control for stationarity and co-integration.

The formulation of the classic ARDL model proposed by Pesaran et al. (2001) is shown in equation 2.

$$\Delta Y_t = \pi_0 + \sum_{i=1}^m \pi_{1i} \Delta Y_{t-i} + \sum_{i=0}^m \pi_{2i} \Delta X_{1t-i} + \dots + \sum_{i=0}^m \pi_{ki} \Delta X_{kt-i} + Y_1 Y_{t-1} + Y_2 X_{1t-1} + \dots + Y_k X_{kt-1} + \mu_t \quad (2)$$

In equation 2, Y_t and X_t are dependent and independent variables. ΔY_t and ΔX_t are the first differentiated forms of the dependent and independent variables. As shown in Equation 2, the ARDL model equation can be divided into two groups. In the first group, first-differenced lagged variables include the dependent variable. In the second group, one-period lagged explanatory variables.

4.2. Unit Root Test Results

The results of the ADF and PP unit root tests are presented in Tables 1 and 2. They demonstrate that LREX and LWGDP are stationary in first differing when the models include only the intercept, while they are level stationary in models with intercept and trend. The remaining variables are stationary in first differencing. This justifies that the first condition is met to implement the ARDL model.

Table 1. ADF Unit Root Test Results

Variable		Intercept	Intercept and Trend	Variable		Intercept	Intercept and Trend
LREX	Test s.	-1.1644	-3.7359	ΔLREX	Test s.	-5.7067	5.6894
	p-value	0.6790	0.0325		p-value	0.0000	0.0002
LWGDP	Test s.	-1.3204	-3.3624	ΔLWGDP	Test s.	-7.4353	-7.3226
	p-value	0.6095	0.0726		p-value	0.0000	0.0000
LRER	Test s.	0.4655	-2.3981	ΔLRER	Test s.	-7.1058	-7.1963
	p-value	0.9830	0.3743		p-value	0.0000	0.0000
LC_DUM	Test s.	-0.5290	-1.7692	ΔLC_DUM	Test s.	-5.9161	-5.9722
	p-value	0.8738	0.6986		p-value	0.0000	0.0001
LC_T_CS	Test s.	-0.4968	-1.5849	ΔLC_T_CS	Test s.	-2.2172	-3.9988
	p-value	0.8795	0.7773		p-value	0.2043	0.0183
LC_N_CS	Test s.	0.8190	-0.8318	ΔLC_N_CS	Test s.	-4.8988	-5.3299
	p-value	0.9930	0.9529		p-value	0.0003	0.0006
LC_T_DT	Test s.	-0.1528	-1.4023	ΔLC_T_DT	Test s.	-3.7140	-3.9675
	p-value	0.9354	0.8427		p-value	0.0081	0.0194
LC_N_DT	Test s.	0.3933	-1.0739	ΔLC_N_DT	Test s.	-2.8109	-6.0222
	p-value	0.9799	0.9197		p-value	0.0673	0.0001
LC_W_CL	Test s.	-2.2982	-2.7953	ΔLC_W_CL	Test s.	-3.9130	-3.8786
	p-value	0.1781	0.2083		p-value	0.0049	0.0238

Note: The maximum lag length was set to 4, and the optimal lag was determined with respect to AIC.

Table 2. PP Unit Root Test Results

Variable		Intercept	Intercept and Trend	Variable		Intercept	Intercept and Trend
LREX	Test s.	-0.7364	-3.6846	Δ LREX	Test s.	-12.3735	-16.7922
	p-value	0.8246	0.0365		p-value	0.0000	0.0000
LWGDP	Test s.	-1.0861	-3.3592	Δ LWGDP	Test s.	-8.5581	-8.4120
	p-value	0.7107	0.0731		p-value	0.0000	0.0000
LRER	Test s.	0.9466	-2.3584	Δ LRER	Test s.	-7.7040	-10.4784
	p-value	0.9950	0.3938		p-value	0.0000	0.0000
LC_DUM	Test s.	-0.5290	-1.7692	Δ LC_DUM	Test s.	-5.9161	-5.9849
	p-value	0.8738	0.6986		p-value	0.0000	0.0001
LC_T_CS	Test s.	0.4674	-0.9569	Δ LC_T_CS	Test s.	-3.2632	-3.4382
	p-value	0.9831	0.9376		p-value	0.0246	0.0625
LC_N_CS	Test s.	0.4996	-0.9921	Δ LC_N_CS	Test s.	-4.9730	-5.3270
	p-value	0.9844	0.9326		p-value	0.0003	0.0006
LC_T_DT	Test s.	0.4326	-0.9521	Δ LC_T_DT	Test s.	-3.7140	-3.9012
	p-value	0.9817	0.9383		p-value	0.0081	0.0226
LC_N_DT	Test s.	0.2126	-1.1692	Δ LC_N_DT	Test s.	-5.7024	-6.0221
	p-value	0.9697	0.9019		p-value	0.0000	0.0001
LC_W_CL	Test s.	-1.8653	-2.0217	Δ LC_W_CL	Test s.	-3.9281	-3.8786
	p-value	0.3443	0.5701		p-value	0.0047	0.0238

4.3. ARDL Regression Results

Table 3 presents the long-term ARDL model and the results of the F-bound test. The F-bound test confirms that the variables in this model have co-integration relationships for all 6 models. Because the requirements of the ARDL model are satisfied, this approach can be used to estimate the export demand equation.

In this paper, the models are estimated stepwise by changing the proxy variables for COVID-19. Estimations start with the COVID-19 dummy variable and proceed to the second and third estimation with the number of total and new cases instead of the COVID-19 dummy. The fourth and fifth estimations are performed using the total and new numbers of deaths. The last and sixth estimations use the number of days off work due to the COVID-19 restrictions.

According to the Table 3, in all models for the long term, consistent with economic theory and anticipation, external income coefficients are positively significant. The magnitude of the coefficients ranges from 1.029 to 1.421, implying that exports are elastic. Exports respond statistically significantly and negatively to real exchange rate movements in all models, which is consistent with expectations. The coefficients of the real exchange rate vary between 0.277 and 0.405, implying that export flows are inelastic to the exchange rate. The signs of variables showing the severity of Covid-19 effects are positive but statistically insignificant in all models regardless of the type of the Covid-19 proxy variable. Long-term findings generally show similar trend structures, which can be interpreted as the obtained results are robust.

Table 3. Long Term ARDL Model Results

Dependent Variable (LREX)	Model 1	Model 2	Model 3	Model 4	Model 5	Model 6
LWGDP	1.087** [0.453]	1.036** [0.419]	1.029** [0.381]	1.047*** [0.344]	1.029** [0.377]	1.421*** [0.297]
LRER	-0.381** [0.157]	-0.403** [0.149]	-0.402*** [0.135]	-0.399*** [0.121]	-0.405*** [0.133]	-0.277*** [0.086]
LC_DUM	0.058 [0.035]	-	-	-	-	-
LC_T_CS	-	0.002 [0.003]	-	-	-	-
LC_N_CS	-	-	0.003 [0.004]	-	-	-
LC_T_DT	-	-	-	0.008 [0.006]	-	-
LC_N_DT	-	-	-	-	0.004 [0.003]	-
LC_W_CL	-	-	-	-	-	0.026 [0.028]
Constant	-0.766 [6.642]	-0.008 [6.158]	0.066 [5.598]	-0.183 [5.041]	0.079 [5.530]	-5.662 [4.247]
Observations	35	35	35	35	35	35
F Stat (ARDL Bound)	7.596***	4.720*	4.950**	4.090*	5.008**	7.595***

Note: *, **, and *** indicate 10%, 5%, and 1% significance, respectively. Standard errors in the parenthesis [].

Table 4 provides short-run results for ARDL, which again show that external income increases export performance. The short-run coefficients of external income, which vary from 2.201 to 4.721, are dominant over long-run coefficients. Exchange rate coefficients are negative and significant in their level form but positive and significant in their three lagged forms. Up to this point, expectations are met for both foreign income and the exchange rate. Although it is noted that the coefficients of the variables showing severity of Covid-19 effects are not statistically significant at the current level, it is worth noting that their lagged values generally have significantly negative effects on exports, as expected.

Table 4. Short-Term ARDL Model Results

Dependent Variable (Δ LREX)	Model 1	Model 2	Model 3	Model 4	Model 5	Model 6
Δ LREX(-1)	-	0.187*	0.259**	0.301	0.418**	0.184**
		[0.094]	[0.094]	[0.190]	[0.151]	[0.068]
Δ LREX(-2)	-	0.116	0.193*	-	0.153	-
		[0.076]	[0.095]	-	[0.097]	-
Δ LWGDP	-	2.377***	2.656***	4.392***	4.721***	2.201***
		[0.322]	[0.555]	[0.895]	[1.491]	[0.274]
Δ LRER	-0.196**	-0.222***	-0.225**	-0.210**	-0.222**	-
	[0.072]	[0.077]	[0.085]	[0.081]	[0.091]	-
Δ LRER(-1)	0.055	0.095	0.129	0.110	0.168	-
	[0.077]	[0.095]	[0.101]	[0.111]	[0.113]	-
Δ LRER(-2)	-0.049	0.050	0.076	0.061	0.134	-
	[0.079]	[0.098]	[0.102]	[0.096]	[0.103]	-
Δ LRER(-3)	0.203**	0.238**	0.253**	0.212**	0.230***	-
	[0.077]	[0.088]	[0.090]	[0.087]	[0.093]	-
Δ LC_DUM	-0.002	-	-	-	-	-
	[0.024]	-	-	-	-	-
Δ LC_DUM(-1)	0.268***	-	-	-	-	-
	[0.025]	-	-	-	-	-
Δ LC_T_CS	-	0.006	-	-	-	-
	-	[0.004]	-	-	-	-
Δ LC_T_CS(-1)	-	-0.017***	-	-	-	-
	-	[0.005]	-	-	-	-
Δ LC_N_CS	-	-	0.010	-	-	-
	-	-	[0.007]	-	-	-
Δ LC_N_CS(-1)	-	-	-0.015*	-	-	-
	-	-	[0.009]	-	-	-
Δ LC_N_CS(-2)	-	-	-0.013	-	-	-
	-	-	[0.010]	-	-	-
Δ LC_T_DT	-	-	-	0.042**	-	-
	-	-	-	[0.020]	-	-
Δ LC_T_DT(-1)	-	-	-	-0.043**	-	-
	-	-	-	[0.016]	-	-
Δ LC_T_DT(-2)	-	-	-	-0.016	-	-
	-	-	-	[0.012]	-	-
Δ LC_N_DT	-	-	-	-	0.083	-
	-	-	-	-	[0.057]	-
Δ LC_N_DT(-1)	-	-	-	-	-0.050**	-
	-	-	-	-	[0.018]	-
Δ LC_N_DT(-2)	-	-	-	-	-0.076*	-
	-	-	-	-	[0.044]	-
Δ LC_W_CL	-	-	-	-	-	-0.064**
	-	-	-	-	-	[0.031]
ECM(-1)	0.721***	-0.857***	-0.968***	-0.983***	1.105***	-0.681***
	[0.067]	[0.183]	[0.201]	[0.227]	[0.229]	[0.117]
Constant	0.552***	-0.007	0.063***	0.078***	-0.202	-3.853***
	[0.006]	[0.006]	[0.017]	[0.022]	[0.042]	[0.663]
Observations	35	35	35	35	35	35
F Stat.	49.553***	32.284***	28.435***	30.686***	26.157***	68.597***
R2	0.933	0.936	0.937	0.933	0.932	0.901

Note: *, **, and *** indicate 10%, 5%, and 1% significance, respectively. Standard errors in the parenthesis [].

The error correction terms satisfy the necessary conditions except for the fifth model. The error correction coefficients are statistically significant and take values between 0 and 1. According to the results of the error correction term; %72, 86, 97, 98, and 68 of the short-term imbalances are corrected after the first period for the first, second, third, fourth, and sixth models, respectively. Because the error correction term is outside the intervals 0 and 1, it does not work in the fifth model.

In summary, short-term imbalances are quickly eliminated. The coefficients of determination are quite high (above 90%), indicating that the explanatory power of this model is strong. In essence, the results appear to be logical in terms of the response of export flows to variables showing the severity of COVID-19 effects. Unfavourable pandemic conditions for export performance were only temporary, so COVID-19 did not affect export performance eventually. As a matter of fact, the results support the hypothesis of the WTO (2021) that the negative effect of COVID-19 on world trade in 2020 was largely eliminated in 2021. Furthermore, these reports specified that the repair process had occurred more rapidly in developing countries such as Türkiye. On the other hand, lagged pandemic variables have significant and negative effects on Turkish export performance in the short run. The findings are also similar to many studies that showed the negative impact of COVID-19 on exports (Brussevich et al. 2022; Hayakawa & Mukunoki 2021; Hayakawa & Mukunoki 2020; Minondo, 2020).

The fact that individuals who get infected and must give up their jobs decreases the level of production. Similarly, border controls, travel restrictions, quarantine measures such as curfews, social distance rules, and the negative impact of infection on the workforce can be given as other factors pushing pressure on economic activities. Accordingly, it stands to reason that this decline in production levels, and thus lower export performance, should be considered delayed because of the harsh pandemic conditions. In other words, the negative consequences of COVID-19 on economic activity could be felt after one or two periods. In summary, our short-term results indicating delayed unfavourable effects of the pandemic on export flows, considering the real dynamics of the production structure. The findings are robust according to different types of COVID-19 proxies.

Finally, the CUSUM and Q test results presented in Appendix 1 indicate that the second, third, fourth, and fifth models (4 out of 6 models) satisfied the necessary conditions. However, in the first model (CUSUM Q and in the sixth model, both CUSUM and CUSUM Q outputs ruin the assumptions. Although the CUSUM test implies models convenient for the first and sixth models, it was decided to report also these outputs to emphasise the robustness of the findings. Overall, with a few exceptions, the CUSUM tests show that our estimations are suitable for interpretation. Additionally, according to the LM test results, no autocorrelation problem was observed for any of the models.

5. Conclusion

This study examines the impact of COVID-19 on Turkish export performance using quarterly data from 2013:q1 to 2022:q1. The econometric methodology used was the ARDL bound test. Six different COVID-19 impact proxy variables are used to analyse the impact of pandemic conditions on Türkiye's export flows. For this purpose, the COVID-19 dummy, the number of total and newly confirmed cases, the number of total and newly confirmed deaths, and the average number of days of closing working places variables are used.

The ARDL approach was used to estimate the effects of COVID-19 on export flows and interpret them in the long and short term. Before estimating the model, we checked the stationarity and cointegration conditions to implement ARDL. To control for stationarity, the results of the ADF and PP unit root tests confirmed that all variables in the model were stationary at the level of first difference. The ARDL-linked F tests support the existing co-integration relationships. Because the required necessary conditions for the ARDL model were satisfied, the estimations were carried out using this approach.

The findings indicate that exports respond positively to foreign income and negatively to the exchange rate, in parallel with expectations as stated in the Model Section. There is no link between pandemic conditions and Turkish export performance eventually. It was concluded that the effects of the pandemic were short-lived at the international trade level. In the short term, negative COVID-19 effects on export volume are found negative for lagged variables indicating the severity of COVID-19 effects. These findings appear reasonable when real dynamic production patterns are considered. That is, the immediate effects of the pandemic on economic activity are unlikely to be observed over the same period. In this regard, the effects of COVID-19's consequences on economic activities therefore on exports could be discovered in the following periods, so it is logical to obtain negative and significant lagged coefficients of COVID-19. The results of the six models are broadly similar, meaning that the findings are robust with respect to different COVID-19 proxy variables.

This paper highlights several policy recommendations. To investigate the relationship between the COVID-19 virus and export, one should not ignore lagged effects. Moreover, as in this paper, different results can be obtained depending on the short- and long-term; thus, short- and long-term relationships should be estimated and analysed separately. There are still many avenues to explore. In future research, sectoral analysis could be explored using firm-level data. The nexus between imports and COVID-19 could also be another topic for empirical investigation.

Peer Review: Externally peer-reviewed.

Conflict of Interest: Author declared no conflict of interest.

Financial Disclosure: Author declared no financial support.

Hakem Değerlendirmesi: Dış bağımsız.

Çıkar Çatışması: Yazar çıkar çatışması beyan etmemiştir.

Finansal Destek: Yazar finansal destek beyan etmemiştir.

ORCID:

Zaim Reha Yaşar 0000-0001-7466-6137

REFERENCES / KAYNAKLAR

- Açıkgöz, Ö. & Günay, A. (2020). The early impact of the COVID-19 pandemic on the global and Turkish economy, *Turkish Journal of Medical Sciences*, 50, 520-526. <https://doi.org/10.3906/sag-2004-6>
- Arenas, C. G., Majure, S. & Montlucon, F. A. (2022). *Impacts of Lockdown Policies on International Trade in the Philippines*, World Bank Group Policy Research Working Paper 9911. <https://doi.org/10.1596/1813-9450-9911>
- Arita, S., Grant, J., Sydow, S., & Beckman, J. (2022). Has global agricultural trade been resilient against coronavirus (COVID-19)? Findings from an econometric assessment, *Food Policy*, 107, 102204. <https://doi.org/10.1016/j.foodpol.2021.102204>
- Barbero, J., Lucio, J. H. & Rodriguez-Crespo, E. (2021). Effects of COVID-19 on trade flows: Measuring their impact through government policy responses, *Plus One*, 16(10), e0258356. <https://doi.org/10.1371/journal.pone.0258356>
- Ben-Xi, L. & Zhang, Y. Y. (2020). Impact of the COVID-19 pandemic on agricultural exports, *Journal of Integrative Agriculture*, 19(12), 2937-2945. [https://doi.org/10.1016/s2095-3119\(20\)63430-x](https://doi.org/10.1016/s2095-3119(20)63430-x)
- Brenton, P., J. M. Ferrantino, & M. Maliszewska (2022). *Reshaping Global Value Chains Considering*

- COVID-19: Implications for Trade and Poverty Reduction in Developing Countries*, World Bank Group. <https://doi.org/10.1596/978-1-4648-1821-9>
- Brussevich, M., Papageorgiou, C., & Wibaux, P. (2022). *Trade and the COVID-19 Pandemic Lessons From French Firms*. International Monetary Fund. Working Paper. Available at: <https://doi.org/10.5089/9798400204364.001>.
- Bulut, E. (2023). Long term impact of COVID-19 on Turkish imports: An ARDL bound test approach, Berna B. İzgi, Liza A. Sulejmani and Sobia Hassan In, *Academic Studies in Social, Humanities and Administrative Sciences*, s. 89-100, Ankara: Gazi Publishing.
- Çakmaklı, C., Demiralp, S., Yeşiltaş, S. & Yıldırım A. M. (2021). *An Evaluation of the Turkish Economy During Covid-19*, German Institute for International and Security Affairs, Centre for Applied Turkey Studies.
- Cabassou, F. C. A., Gbêtondji, M. A. N., Boris, O. K. L., Cocoa, J. A., & Laurent, G. A. (2021). COVID-19 and the performance of exporting companies in Benin. *The European Journal of Development Research*, 34, 828-842. <https://doi.org/10.1057/s41287-021-00395-z>
- Das, B. S. & Sen, R. (2022). *Trade Interdependencies in Covid-19-Related Essential Medical Goods, Role of Trade Facilitation and Cooperation for Asian Economies*, ADB Economics Working Paper Series, No. 666. <https://doi.org/10.22617/wps220292-2>
- Hayakawa, K. & Mukunoki, H. (2020). *Impacts of COVID-19 on International Trade: Evidence from the First Quarter of 2020*, IDE Discussion Paper No. 791.
- Hayakawa, K. & Mukunoki, H. (2021). Impact of COVID-19 on international trade: Evidence from the first shock. *Journal of the Japanese and International Economies*, 60, 101135. <https://doi.org/10.1016/j.jjie.2021.101135>
- Hetami, A. A., Aransyah, F. M., Putri, P. A., Annisafazzahra, A., & Nurhidayah, A. (2022). Analysis of COVID-19 export-import and business obstacles between Indonesia and Japan, *Budapest International Research and Critics Institute Journal*, 5(1), 1713-1722. <https://doi.org/10.33258/birci.v5i1.3773>
- Jindrichovska, I. & Ugurlu, E. (2021). EU and China trends in trade in challenging times. *Journal of Risk and Financial Management*, 14(1), 71. <https://doi.org/10.3390/jrfm14020071>
- Köse, N. & Aslan, Ç. (2020). The effect of real exchange rate uncertainty on Turkey's foreign trade: New evidence from the SVAR model, *Asia-Pacific Journal of Accounting & Economics*, 1-15. <https://doi.org/10.1080/16081625.2020.1808798>
- Minondo, A. (2020). Impact of COVID-19 on the trade of goods and services in Spain, *Applied Economic Analysis*, 29(85), pp. 58-76. <https://doi.org/10.1108/aea-11-2020-0156>
- Nakamura, H. & Managi, S. (2020). Airport risk of importation and exportation of the COVID-19 pandemic. *Transport Policy*, 96, 40-47. <https://doi.org/10.1016/j.tranpol.2020.06.018>
- OECD (2020). *COVID-19 and International Trade: Issues and Actions, Tackling Coronavirus Contributing to a Global Effort*. Policy Briefs. <https://doi.org/10.1787/494da2fa-en>
- OECD (2021). *Impact of COVID-19 on the Directions and Structure of International Trade*, OECD Trade Policy Paper No. 252. <https://doi.org/10.1787/0b8eaafe-en>
- Pesaran, M. H., Shin, Y. & Smith, R. J. (2001). Bounds testing approaches to the analysis of level Relationships, *Journal of Applied Econometrics*, 16 (1), 289-326. <https://doi.org/10.1002/jae.616>
- Pianta, M. (2021). *Impact of the Pandemic on Industries, a Conceptual Map and Key Processes*, United Nations Industrial Development Organisation, Working Paper 17/2021.
- Socrates, K. M. & Lassiter, A. A. (2020). *The Effect of Lockdown Policies on International Trade: Evidence From Kenya*, Global Working Paper 148, Brookings Institution
- TÜİK (2014). *İstatistik Göstergeler 1923-2013*, Ankara.
- Türkmen, Ö. N. & Turgut, R. (2022). Covid-19 effect in export: Analysis of Turkey's export performance to top 5 countries in export. *Electronic Journal of Social Sciences*, 21(84), 1826-1840. <https://doi.org/10.17755/esosder.1015298>

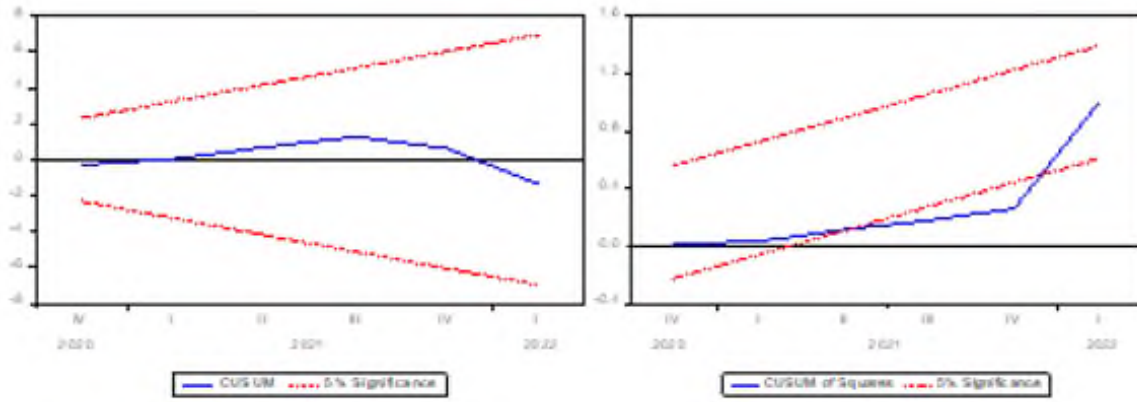
- Ugurlu, E. (2020). COVID-19 Salgını Ardından Türkiye İhracat Sektörlerinde Çin'e Karşı Hangi Sektörlerde Rekabet Avantajı Sağlayabilir? (Which Sectors Can Turkey Provide a Competitive Advantage Against China in Export Sectors After the Covid-19?) (April 16, 2020). Available at SSRN: <https://ssrn.com/abstract=3973513>. <http://dx.doi.org/10.2139/ssrn.3973513>
- Ugurlu, E. & Jindrichovska, I. (2022). Effect of COVID-19 on international trade among Visegrad Countries, *Journal of Risk and Financial Management*, 15, 41. <https://doi.org/10.3390/jrfm15020041>
- UNCTAD (2022). *Key Statistics and Trends in International Trade and the Effects of the COVID-19 Pandemic on International Trade*, United Nations, Geneva. <https://doi.org/10.18356/9789210056502>
- Veeramani, S. & Anam (2021). COVID-19 impact on exports of services: opportunities, challenges and suggestions for India. *FIIB Business Review*, 10(4), 315-326. <https://doi.org/10.1177/2319714520984676>
- Wei, P., Jin, C. & Xu, C. (2021). The Influence of the COVID-19 pandemic on the imports and exports in China, Japan, and South Korea, *Frontiers in Public Health*, 9, 682693. <https://doi.org/10.3389/fpubh.2021.682693>
- Zhang, W. W., Dawei, W. D., Majeed, M. T., & Sohael S. (2022). Covid-19 and international trade: Insights and policy challenges in China and USA. *Economic Research-Ekonomiska Istraživanja*, 35(1), 1991-2002, <https://doi.org/10.1080/1331677x.2021.1930091>
- WTO (2021). *The Role of Trade in Developing Countries' Road to Recovery*, Joint Policy Note.

How cite this article / Atıf biçimi

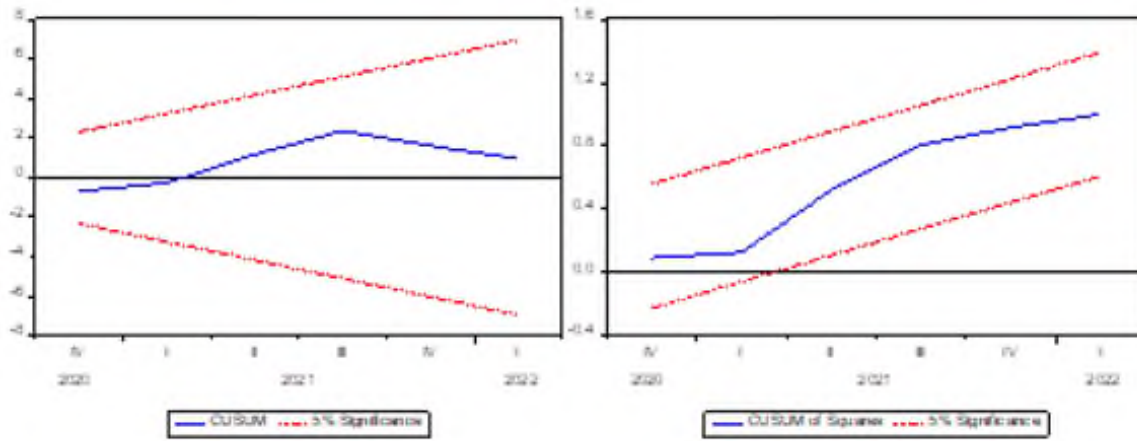
Yaşar, Z.R. (2024). Influence of the COVID-19 pandemic on exports in türkiye: evidence from ARDL model. *İktisat Politikası Araştırmaları Dergisi - Journal of Economic Policy Researches*, 11(2), 263-277. <https://doi.org/10.26650/JEPR1477032>

Appendix 1: CUSUM and Q Test Results

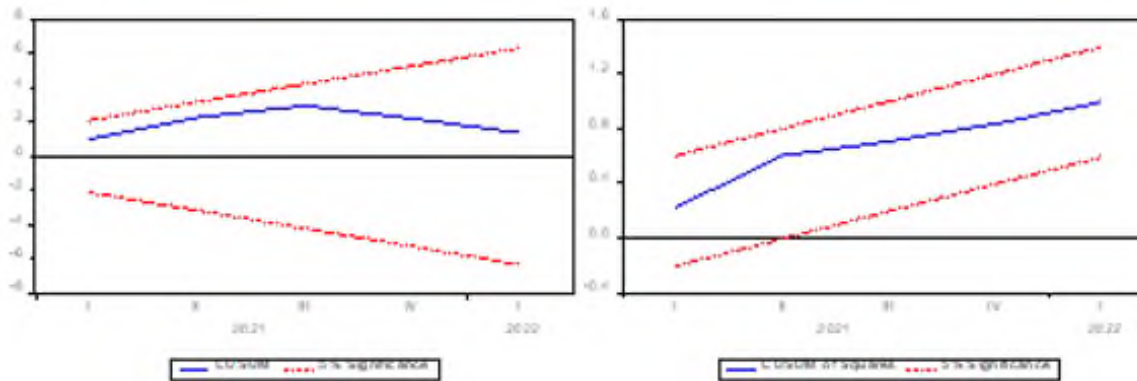
Model 1



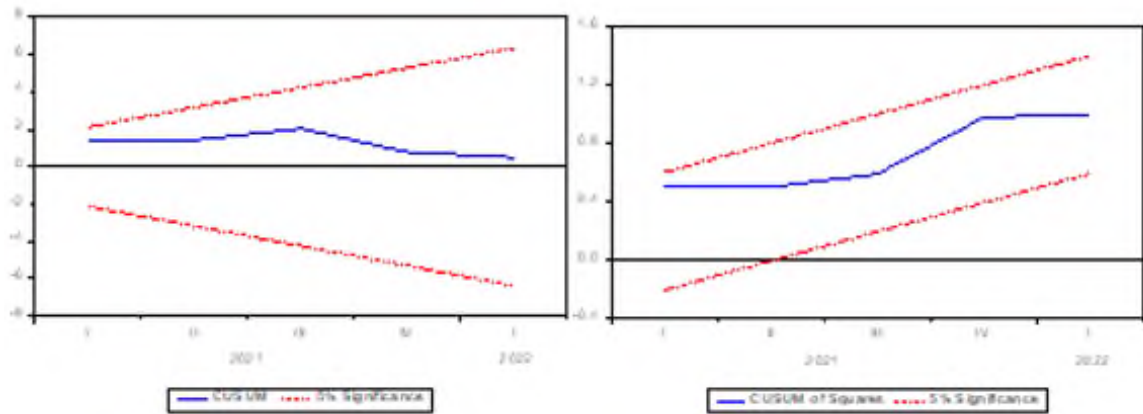
Model 2



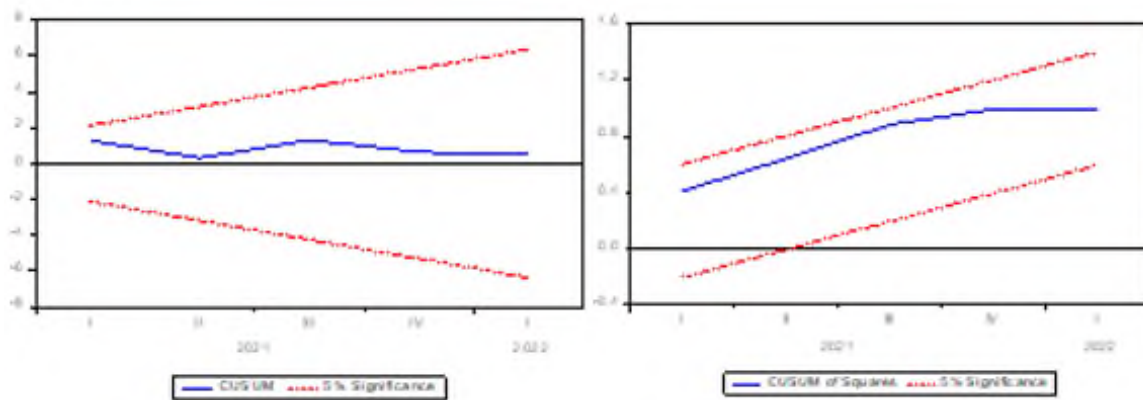
Model 3



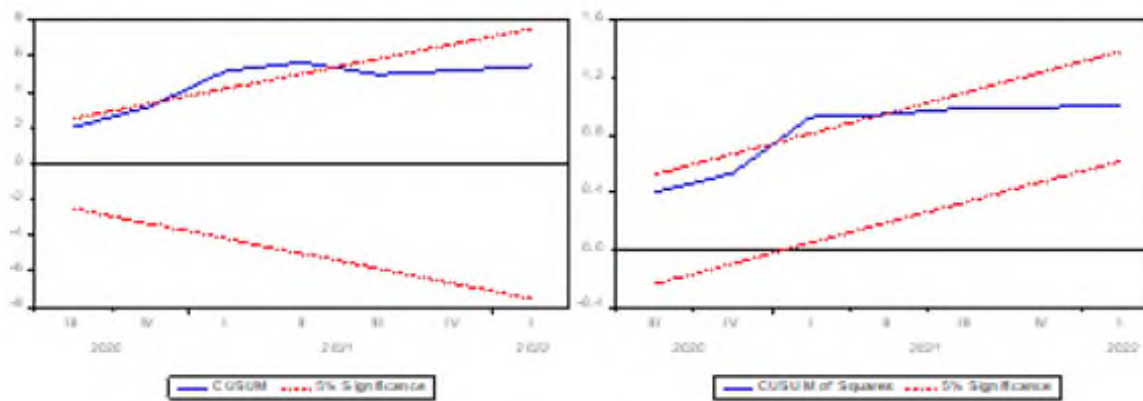
Model 4



Model 5



Model 6



Neoliberal Kalkınma Yaklaşımlarında Dış Yardımın Rolü ve Etkisi

The Role and Impact of Foreign Aid in Neoliberal Development

Yahya Gülseven¹ 

ÖZ

Dış yardımların yoksul ülkelerde kalkınma ve ekonomik büyümeye etkisi, akademik çevrelerde uzun yıllardır süregelen bir tartışma konusudur. İkinci Dünya Savaşı sonrası dönemin ilk yıllarından günümüze kadar, dış yardımların kalkınma ve ekonomik büyümeye etkisini değerlendiren birçok araştırma gerçekleştirilmiştir. Kalkınma iktisadı, uluslararası ilişkiler ve sosyoloji gibi pek çok farklı disiplinden gelen akademisyenlerin yürüttüğü bu araştırmaların sonuçları üzerinden yürüyen dış yardımın etkinliği tartışmalarında hala bir uzlaşma sağlanamamış; dış yardımların etkinliği konusunda bir fikir birliği oluşmamıştır. Dış yardıma yönelik eleştiriler, Bağımlılık Teorisi başta olmak üzere genellikle Marksist/eleştirel yaklaşımlar ile ilişkilendiriliyor olmasına rağmen, neoliberal düşünce de dış yardımlara sert eleştiriler yöneltmiştir. Ancak, dış yardımların fayda ve önemini sorgulayan neoliberal eleştirilere rağmen, yoksul ülkelere sağlanan dış yardımların miktarı ve kapsamı Batılı donör ülkelerde 1980’li yıllardan itibaren neoliberalizmin yükselişinden sonra da artarak devam etmiştir. Neoliberal kalkınma yaklaşımlarının, serbest piyasa mekanizmalarının yoksulluğun tek ve en verimli çözümü olduğuna dair sorgusuz inançlarına dayanan dış yardım karşıtı görüşlerine rağmen, geçtiğimiz 50 yıl boyunca resmi kalkınma yardımlarının sürekli artması ve rekorlar kırması şaşırtıcıdır. Eğer dış yardım serbest piyasaya bir müdahale ise, miktarı ve kapsamı giderek artan dış yardımlar neoliberal kalkınma anlayışının temel ilkelerinden bir uzaklaşma anlamına mı gelmektedir? Yoksa neoliberal kalkınma yaklaşımlarının dış yardımlara bakışında küresel ekonominin değişen şartları altında bir değişim mi söz konusudur? Bu çalışmanın amacı neoliberal kalkınma literatürünün dış yardıma ilişkin söylemlerini ve neoliberal kalkınma reçetelerini benimseyen donörlerin dış yardım uygulamalarını analiz ederek, neoliberal kalkınma yaklaşımlarının dış yardıma bakış açısındaki değişim ve sürekliliği incelemektir.

Anahtar Kelimeler: Dış yardım, Kalkınma, Küresel değer zincirleri, Neoliberalizm, OECD

Jel Sınıflaması: F35, F59, O10

¹Dr., Türk İşbirliği ve Koordinasyon Ajansı Başkanlığı, Ankara, Türkiye

Sorumlu yazar /

Corresponding author: Yahya Gülseven

E-posta / E-mail: y.gulseven@tika.gov.tr

Başvuru / Submitted : 31.05.2024

Revizyon Talebi /
Revision Requested : 08.07.2024

Son Revizyon /
Last Revision Received : 12.07.2024

Kabul / Accepted : 13.07.2024



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

ABSTRACT

The impact of foreign aid on development and economic growth in poor countries has been a subject of academic debate for many years. From the first years of the post-World War II period until today, many studies have been conducted to evaluate the impact of foreign aid on development and economic growth. In discussions on the effectiveness of foreign aid, which are based on the results of these studies conducted by academics from many different disciplines, such as development economics, international relations, and sociology, no consensus has not been formed on the effectiveness of foreign aid. Although criticisms of foreign aid are generally associated with Marxist/critical approaches, especially Dependency Theory, neoliberal thought has also directed harsh criticism at foreign aid. However, despite neoliberal criticism questioning the usefulness and importance of foreign aid, the amount and scope of foreign aid provided to poor countries has continued to increase since the rise of neoliberalism in Western donor countries since the 1980s. Surprisingly, despite the anti-foreign aid views of neoliberal development approaches based on their unquestioning belief that free market mechanisms are the only and most efficient solution to poverty, official development aid has constantly increased and broken records over the past 50 years. If foreign aid is an intervention in the free market, does an increase in the amount and scope of foreign aid mean a move away from the basic principles of the neoliberal development approach? Or is there a change in neoliberal development approaches to foreign aid under the changing conditions of the global economy? The aim of this study is to examine the change and continuity in the perspective of neoliberal development approaches to foreign aid by analysing the discourses of neoliberal development literature on foreign aid and the foreign aid practises of donors that adopt neoliberal development prescriptions.

Keywords: Foreign aid, Development, Global value chains, Neoliberalism, OECD

Jel Classification: F35, F59, O10

EXTENDED ABSTRACT

Neoliberal development paradigms have long been associated with advocating for the primacy of free market principles and trade liberalisation as engines of economic growth and development in developing countries. Central to this ideology is the critique of foreign aid, which is often deemed to foster dependency and hinder progress. However, an intriguing paradox emerges when one scrutinises the actual practises within neoliberal frameworks. Despite rhetoric against foreign aid, approaches such as Aid for Trade and Global Value Chains underscore the pivotal role of aid in fostering trade and enabling participation in global markets.

This study explores this paradox by examining the discrepancy between the discourse and the practical use of foreign aid within neoliberal development approaches. Neoliberal development approaches have consistently criticised foreign aid on several grounds. First, aid dependency theory posits that continuous inflows of aid create reliance on aid, thus inhibiting self-sufficiency and sustainable development. Second, aid has been accused of perpetuating a cycle of poverty by distorting local markets and disincentivizing domestic entrepreneurship and investment. Finally, Neoliberalism's emphasis on individual responsibility and market efficiency suggests that aid undermines these principles by fostering a culture of entitlement and handouts.

Aid creates dependency, hinders development, and should be eliminated. However, OECD data indicate that despite the rise of neoliberalism since the 1980s, foreign aid has continued to increase and has reached record levels in recent years. This discrepancy between the rhetoric surrounding neoliberal development approaches and their implementation highlights that foreign aid has not been phased out as advocated. Contrary to the discourse against foreign aid, the scope and amount of aid have significantly increased in the implementation of neoliberal development approaches. Rather than eliminating foreign aid, approaches such as Aid for Trade and Global Value Chains emphasise the necessity of foreign aid to enable poor countries to benefit from global trade and free market

opportunities. Neoliberal development approaches have increasingly utilised foreign aid as a tool to facilitate trade in aid-recipient countries and integrate them into global value chains. Aid for Trade initiatives, for instance, aim to enhance the trade capacity and infrastructure of developing countries, thereby enabling them to participate more effectively in international trade. Similarly, the Global Value Chains approach recognises the importance of aid in upgrading production capabilities in poor countries and enhancing their competitiveness in global markets. These approaches acknowledge the structural barriers faced by developing countries and advocate targeted aid interventions to address these challenges. Paradoxical use of aid within neoliberal frameworks reflects a pragmatic acknowledgement of the limitations of market-led development strategies. While neoliberal rhetoric emphasises the virtues of self-reliance and market efficiency, but the realities of global economic dynamics necessitate a more nuanced approach. When strategically deployed, foreign aid can address market failures, alleviate structural constraints, and catalyse inclusive growth. Moreover, aid for trade initiatives aligns with neoliberal goals by promoting market access and enhancing export competitiveness, thereby facilitating the integration of developing countries into the global economy. The paradox of neoliberal development, where foreign aid is criticised in rhetoric but used in practise to foster trade and free-market mechanisms, highlights the complex interplay between ideology and pragmatism in development discourse.

While neoliberalism's emphasis on market-led solutions remains influential, the pragmatic utilisation of aid underscores the need for flexibility and adaptation in responding to the diverse challenges of development. The discrepancy between neoliberal discourse and aid utilisation underscores the inherent tensions within development paradigms. Neoliberalism espouses a minimalist role for the state and emphasises individual agency; however, the practical realities of development often require state intervention and collective action. Similarly, while foreign aid has been critiqued ideologically, its instrumental role in fostering trade and market mechanisms cannot be ignored. Navigating these contradictions requires a pragmatic approach that balances ideological commitments with the imperatives of development effectiveness and poverty reduction.

1. Giriş

Dış yardımların, yoksul ülkelerde kalkınma ve ekonomik büyümeye etkisi, akademik çevrelerde uzun yıllardır süregelen bir tartışma konusudur. İkinci Dünya Savaşı sonrası dönemin başlarından günümüze kadar, bu konuda çok sayıda araştırma gerçekleştirilmiştir. Kalkınma iktisadı başta olmak üzere pek çok farklı disiplinden gelen akademisyenlerin yürüttüğü bu araştırmaların sonuçları üzerinden yürüyen dış yardımın etkinliği tartışmalarında uzlaşa sağlanamamış ve dış yardımların etkinliği konusunda bir fikir birliği oluşturulamamıştır.

Dış yardımların kalkınma ve ekonomik büyüme üzerindeki etkilerini inceleyen literatür, çoğunlukla çelişkili bulgular ortaya koymaktadır. Bazı çalışmalar, dış yardımların eğitim, sağlık hizmetleri ve altyapı projeleri gibi alanlara yatırım yaparak ekonomik büyümeyi teşvik ettiğini öne sürerken, bazı çalışmalar ise yardımın yoksul ülkelerin ekonomilerinde bozulmalara neden olabileceği, bağımlılık yaratabileceğini, hatta kalkınma ve ekonomik büyüme önünde engel olabileceği sonucuna varmışlardır.

İkinci Dünya Savaşı sonrası dönemde dış yardıma yönelik eleştiriler çoğunlukla Eleştirel/Marksist yaklaşımlardan gelmiştir. Bu yaklaşımlar, genel olarak dış yardımın temelde kapitalist sömürüyü desteklemek ve merkez ülkelerin çıkarlarını korumak amacıyla bir araç olarak kullanıldığını savunurlar. Bu bakış açısından dış yardımın gizli amacı, yoksul ülkelerdeki sınıf ilişkilerini yeniden

üretmek ve emperyalist hegemonyayı sürdürmektir. Örneğin, 1960'lı yıllardan itibaren, Bağımlılık Teorisi'yle ilişkilendirilen eleştirel yaklaşımlar dış yardıma sert eleştiriler yöneltmişlerdir. Bağımlılık teorisyenleri, dış yardımın varlığını, yardım veren merkez ülkelerin yardım alan çevre ülkeleri sömürdüğü bir ikili dünya içinde anlamak gerektiğini savunmuşlardır. Bağımlılık Teorisi'ne göre dış yardım, çevre ülkelerin bağımlılığını derinleştirme, ekonomik bağımsızlıklarını zayıflatma ve merkez-çevre ülkeleri arasında eşitsiz ilişkileri sürdürmede kullanılan pek çok araçtan biridir.

Bu perspektiften hareketle yapılan ilk çalışmalardan biri Teresa Hayter'in 1971'de yayımlanan "Emperyalizm olarak Yardım" (Aid as Imperialism) adlı çalışmasıdır. Hayter'e (1971) göre dış yardımlar gelişmekte olan ülkelerde bağımlı bir sınıfın oluşmasına ve sürdürülmesine katkıda bulunur ve bu bağımlı sınıf, emperyalist çıkarları korumak için çalışan bir yapı oluşturur. Yine aynı dönemde, Szentes (1976) dış yardımın aslında gelişmekte olan ülkeleri küresel ekonomik sisteme entegre ederek bağımsızlığın tamamen kaybedilmesine yol açtığını ve gelişmekte olan ülkelerin sömürülmesine hizmet eden bir araç olduğu öne sürmüştür. Benzer bir biçimde, Frank'ın (1973) ABD'nin Latin Amerika'ya yardımlarını analiz eden çalışması da dış yardımın Amerika Birleşik Devletleri'nin Latin Amerika'nın zenginliklerine erişimini sağlayan bir araç olduğu sonucuna varmıştır.

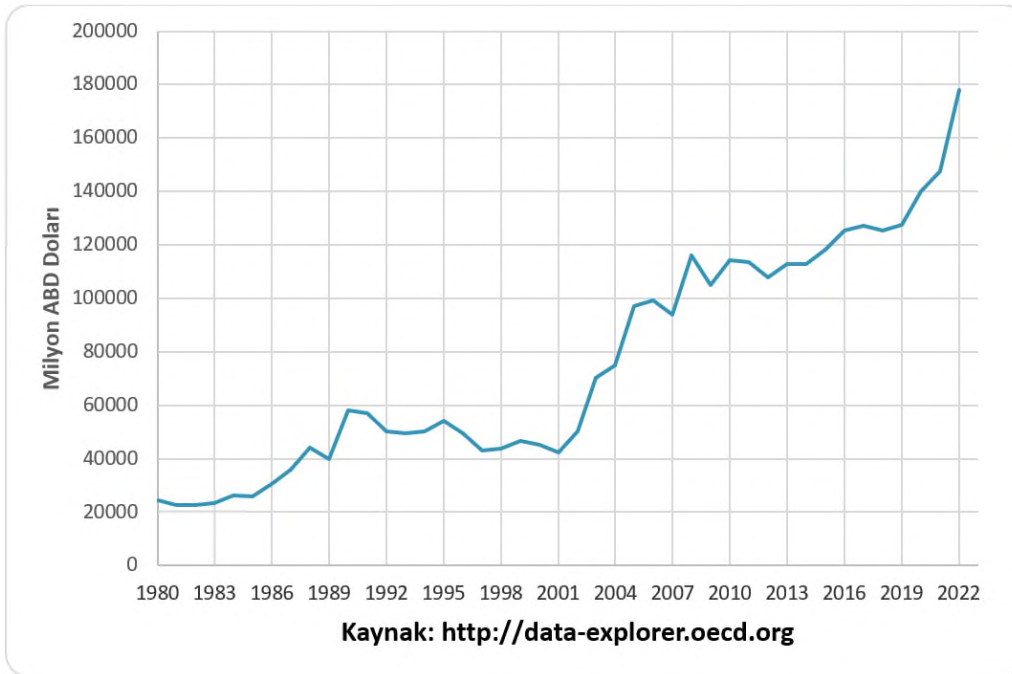
Dış yardıma yönelik eleştiriler genellikle Marksist/eleştirel yaklaşımlar ile ilişkilendiriliyor olmasına rağmen, neoliberal düşünce de dış yardımlara oldukça sert eleştiriler yöneltmiştir. Aslında dış yardımın neoliberal eleştirisi, neoliberalizmin yükselişe geçtiği 1980'li yılların öncesine uzanmaktadır. 1970'lerin başlarına kadar uzanan bir geçmişi olan bu eleştiriler, ilk olarak iktisatçı Peter Bauer'in çalışmalarında kendini göstermiştir. Bauer (1972) dış yardımın alıcı ülkelerdeki yerel ekonomik aktörleri pasifleştirdiğini ve yerel girişimciliği engellediğini öne sürmüştür. Bauer'e göre bu durum, uzun vadede sürdürülebilir kalkınmayı engellemekte ve alıcı ülkelerin dış yardıma bağımlılığını artırmaktadır. Ayrıca, dış yardım yerel ekonomik yapıları zayıflatarak kamu sektörünün verimsizliğini teşvik etmekte ve ekonomik kalkınmayı engellemektedir (Bauer 1972, s. 95).

Dış yardıma yönelik eleştirileri birbirine tamamen zıt bakış açılarına dayansa da, neoliberal ve Marksist/eleştirel yaklaşımların dış yardım eleştirileri arasında örtüşen noktalar da bulunmaktadır. Öncelikle, her iki eleştiri de dış yardımın bağımlılık yarattığını savunur. Neoliberal yaklaşım, dış yardımın alıcı ülkelerde bağımlılığını artırdığını ve uzun vadeli kalkınma yerine geçici çözümleri teşvik ettiğini vurgular. Marksist/eleştirel yaklaşımlar da dış yardımın alıcı ülkeleri merkez ülkelerin ekonomik ve siyasi kontrolü altında tutmak için bir araç olarak kullandığını iddia eder ve bu durumun bağımlılığını artırdığını belirtir. Ayrıca her iki eleştiri de dış yardımın alıcı ülkelerdeki yerel ekonomik yapıları zayıflattığını öne sürer. Neoliberal yaklaşım, dış yardımın yerel girişimciliği engellediğini ve kamu sektörünün verimsizliğini teşvik ettiğini savunur. Marksist/eleştirel yaklaşımlar da dış yardımın yerel ekonomik aktörleri pasifleştirdiğini ve yerel üretimi zayıflattığını iddia eder.

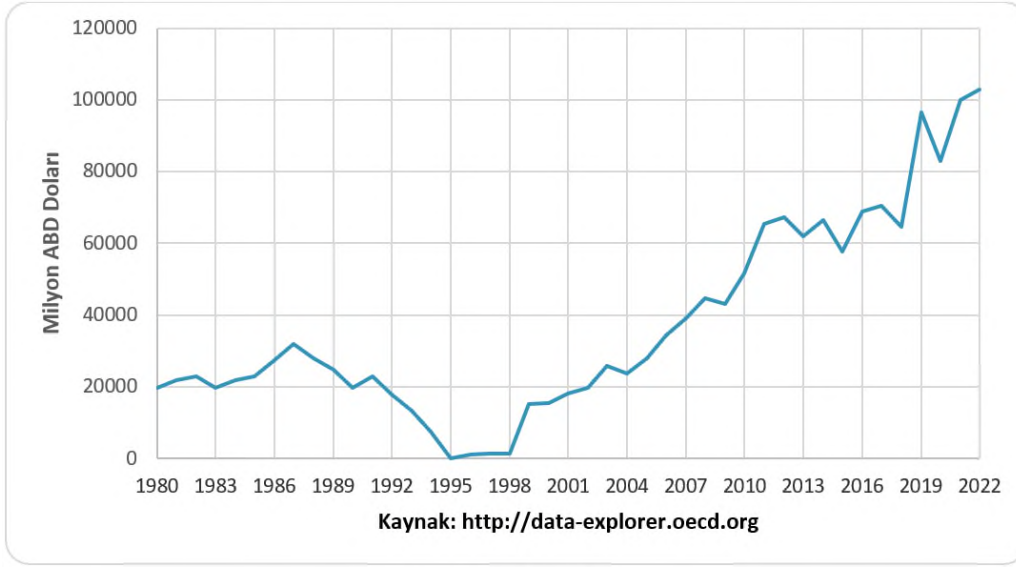
Neoliberal eleştirmenlerin yardıma son verme çağrılarına rağmen, Batılı donör ülkelerde neoliberal kalkınma yaklaşımları üzerinde bir uzlaşımın olduğu 1980'li yıllardan itibaren yardım miktarı sürekli artış göstermiştir (OECD, 2023a). Şekil 1 ve Şekil 2'de yer alan Ekonomik İşbirliği ve Kalkınma Teşkilatı (OECD) resmi kalkınma yardımı rakamları, 1980'li yıllardan itibaren günümüze kadar OECD Kalkınma Yardımı Komitesi üyesi donör ülkeler ve uluslararası kuruluşlarca sağlanan resmi kalkınma yardımlarının son yıllarda rekor seviyelere ulaştığını göstermektedir. Koşullu yardımlar, 1980'ler ve 1990'lar boyunca donör ülkelerin gelişmekte olan ülkelerin yapısal uyum programlarını uygulamalarını teşvik etmek için kullandığı en önemli araçlardan biri olmuştur. Neoliberalizmin yardım karşıtı söylemi göz önüne alındığında, başta ABD olmak üzere

neoliberal kalkınma yaklaşımını benimseyen Batılı donör ülkelerin uygulamada yardım yapmaya devam etmesi, hatta dış yardım miktarlarını kademeli olarak artırıp 2022 yılında tüm zamanların en yüksek yardım miktarına ulaşması açıklanması gereken bir çelişkidir. Neoliberal kalkınma anlayışını benimseyen donörlerin, özellikle Soğuk Savaş sonrası dönemde, bölgesel çatışmaların artması, insani krizlerin derinleşmesi ve ekonomik krizlerin yaygınlaşması gibi nedenlerle dış yardım mekanizmalarını daha fazla devreye sokmak zorunda kaldığı söylenebilir. Ancak neoliberal yaklaşımın temel varsayımı piyasa mekanizmalarının, başta yoksulluk olmak üzere, her türlü sosyal ve ekonomik sorunun çözümünde en etkili araç olduğudur. Sosyal ve ekonomik sorunların çözümünde piyasa mekanizmalarına duyulan aşırı güven uygulamaya yansıtılmamış, 1990'lardan bu yana süregelen ekonomik ve insani krizlerin çözümünde piyasa odaklı yaklaşımlara kıyasla dış yardım daha ön planda olmuştur. Neoliberalizm, serbest piyasa ekonomisinin rekabetçi yapısının, ekonomik büyümeyi ve refahı teşvik edeceğini savunmaktadır. Ancak, pratikte, küresel çapta yaşanan krizlerde piyasa mekanizmalarının yeterli çözüm sunamadığı ve hatta bazen krizleri derinleştirebildiği gözlemlenmektedir. Örneğin, 2008 küresel ekonomik krizi sırasında, finansal piyasaların serbest bırakılması ve düzenlemelerin gevşetilmesi politikaları, krizin yayılmasını hızlandırmış ve ekonomik dengesizlikleri artırmıştır. Piyasa mekanizmalarının işlevsiz kalabileceği ve hatta sorunları derinleştirebileceği görülmüştür. OECD Kalkınma Yardımı Komitesi üyesi donör ülkelerin krizlerle başa çıkmak için piyasa odaklı yaklaşımlar yerine dış yardımlara yönelmesi, neoliberalizmin temel tezleriyle çelişmektedir.

Şekil 1. OECD Kalkınma Yardımı Komitesi Üyesi Donör Ülkeler Tarafından Gelişmekte Olan Ünelere Sağlanan Toplam Resmi Kalkınma Yardımları (1980-2022)



Şekil 2. Uluslararası Kuruluşlar Tarafından Gelişmekte Olan Ükelere Sağlanan Toplam Resmi Kalkınma Yardımları (1980-2022)



2. Amaç ve Yöntem

Bu çalışma neoliberal kalkınma literatürünün dış yardımlara teorik yaklaşımı ile neoliberal kalkınma yaklaşımını benimseyen donör ülke ve uluslararası kuruluşların dış yardım uygulamalarını analiz ederek, teori ve uygulamalar arasındaki tutarlılık ve çelişkilere odaklanmaktadır. Burada amaç, neoliberalizmin küresel ölçekte yükselişe geçtiği 1980’li yıllardan günümüze kadar neoliberal kalkınma yaklaşımlarının dış yardımlara bakış açısındaki değişim ve sürekliliği incelemektir. Bu amaç doğrultusunda ilk olarak dış yardım karşıtı olan neoliberal kalkınma literatürünün söylem ve argümanları değerlendirilmiştir. Sonrasında, 1980’li yıllardan itibaren neoliberal kalkınma reçetelerini takip eden donör kuruluşların geliştirmekte olan ülkelere sağladığı yardımların miktarları ve bu yardımların çalışmamızda ele alınan sektörler için dağılımı OECD Kalkınma Yardımı Komitesi tarafından yayınlanan resmi kalkınma yardımı verileri esas alınarak analiz edilmiştir.

OECD Kalkınma Yardımı Komitesi, OECD’nin bünyesinde bulunan ve geliştirmekte olan ülkelere donör ülkeler tarafından sağlanan kalkınma yardımlarını koordine etmekle görevli bir kuruluştur. Bu komite, üye ülkeler arasında kalkınma politikalarını ve yardım stratejilerini tartışır, koordinasyon sağlar ve en iyi uygulamaları belirler. Aynı zamanda dünya genelinde tüm donör ülkeler ve uluslararası kuruluşlar tarafından sağlanan yardımları her yıl düzenli olarak raporlamaktadır. Çalışmamızda, “neoliberal kalkınma reçetelerini takip eden donörler” ifadesi, OECD Kalkınma Yardımı Komitesi üyesi ülkeler ile Dünya Bankası ve IMF gibi uluslararası kuruluşları kapsamaktadır. Burada kastedilen, OECD Kalkınma Yardımı Komitesi üyesi tüm Batılı ülkelerin neoliberalizmi benimsemiş olduğu değildir. OECD Kalkınma Yardımı Komitesi üyesi donörler arasında çeşitli politik ve ekonomik sistemlere sahip olan ülkeler bulunmaktadır. Bazı ülkeler daha liberal ekonomik politikalar izlerken, diğerleri daha kapsayıcı veya sosyal devlet politikalarını tercih edebilirler. Ancak OECD Kalkınma Yardımı Komitesi üyesi ülkeler arasında ideolojik çeşitlilik bulunmasına rağmen, 1980’li yıllardan itibaren neoliberal kalkınma yaklaşımları üzerinde genel bir uzlaşma oluştuğunu söylemek mümkündür. Özellikle Dünya Bankası ve Uluslararası Para Fonu gibi uluslararası kuruluşlar ile Amerika Birleşik Devletleri, İngiltere, Almanya ve Fransa gibi DAC üyesi önde gelen donör ülkeler,

neoliberal kalkınma reçetelerini desteklemeye ve uygulamaya devam etmektedir. Bu noktada, 1980’li yıllardan günümüze kadar uluslararası dış yardım uygulamalarının neoliberal kalkınma reçeteleri doğrultusunda şekillendiğini söylemek yanlış olmayacaktır.

3. Literatür Taraması: “Dış Yardım İşe Yarar mı?”

Dış yardımların yoksul ülkelerde kalkınma ve ekonomik büyümeye etkisi üzerine yapılan akademik çalışmalar genellikle nicel analiz yöntemlerini kullanmıştır. Nicel verilere dayalı analizler dış yardım verileri üzerinden, dış yardımlar ile ekonomik büyüme arasındaki ilişkinin belirlenmesine yönelik çalışmaları içermektedir. Nicel dış yardım analizleri, ekonomik büyümenin kalkınmanın en temel göstergesi olduğu varsayımına dayanır ve dış yardım ile kalkınma arasındaki ilişkiyi, yardım alan ülkelerdeki gayrisafi milli hasıla, yatırım, tasarruf, dış borç oranları gibi değişkenler üzerinden ölçmeye çalışır. Dış yardımın etkinliği, ekonomik büyüme hızı, işsizlik oranı, enflasyon oranı gibi ekonomik göstergelerle ilişkilendirilir.

Dış yardımların kalkınma ve ekonomik büyümeye etkisini incelemek için kullanılan nicel modeller genellikle regresyon analizi, panel veri analizi ve vektör otoregresyon modellerini içermektedir (Glennie ve Sumner 2016, s. 52). Bu modeller farklı ekonomik değişkenlerle dış yardım arasındaki ilişkiyi istatistiksel olarak açıklamak ve dış yardımların ekonomik büyümeye etkisini ölçmek amacıyla kullanılır. Ancak bu nicel modeller, kalkınma gibi çok boyutlu bir kavramı ekonomik büyümeye indirgeme gibi kusurlardan muzdariptir. İkinci Dünya Savaşı sonrası dönemin başlarından itibaren Batılı gelişmiş ülkelerde kalkınma, genellikle ekonomik büyüme ile özdeşleştirilmiştir. Bu dönemde, ekonomik büyüme, kalkınmanın ana belirleyicisi olarak kabul edilmiş ve ulusal politika hedeflerinin merkezine yerleştirilmiştir (O’Brien ve Williams 2010, s. 311). Sanayileşme, teknolojik ilerleme ve ticaretin canlanması gibi ekonomik göstergeler, bir ülkenin kalkınma seviyesini ölçmede kullanılan temel ölçütler haline gelmiştir. Ancak, bu dar kalkınma paradigması, sosyal ve kültürel boyutları göz ardı etmiştir. Kalkınma, sadece ekonomik büyümeyle sınırlı olmayan, aynı zamanda fırsat eşitliği, insan hakları, çevre ve adalet gibi birçok farklı boyutu içeren çok yönlü bir süreçtir. Dolayısıyla, dış yardımların etkinliğini sadece ekonomik büyüme göstergelerine dayandırmak, dış yardımın kalkınmaya gerçek etkilerini anlamaya yönelik nicel analizlerin yetersizliğini ortaya koymaktadır. Ayrıca, yardım ve kalkınma arasındaki ilişkiyi ölçerken hangi sektörlere yapılan yardımlara odaklanılması gerektiğine dair de farklı görüşler bulunmaktadır. Bazı araştırmacılar fiziksel altyapı yardımlarına odaklanılmasının önemini vurgularken, diğerleri kurumlara ve sosyal politikalara odaklanmanın daha doğru olduğunu savunmaktadır. Dış yardımların yoksul ülkelerde kalkınma çabalarını ne yönde etkilediği seçilen değişkenlere göre farklılık gösterirken, dış yardımların sürdürülebilir kalkınma üzerindeki uzun vadeli etkisi tartışma konusu olmaya günümüzde de devam etmektedir (Pomerantz 2024, s. 145).

İkinci Dünya Savaşı öncesinde ekonomik analizlerde nadiren kullanılan Ekonomik Büyüme Teorisi (Economic Growth Theory), savaş sonrası dönemde kalkınma çalışmalarının temeli haline gelmiştir. Son elli yılda dış yardımların kalkınmaya etkisi üzerine yapılan akademik çalışmaların büyük bir kısmı, yardımın ekonomik büyüme üzerindeki etkisine odaklanmıştır. Hansen ve Tarp (2000) İkinci Dünya Savaşı sonrası dönemde dış yardım-kalkınma (ekonomik büyüme) ilişkisini inceleyen akademik literatürün genel olarak üç kuşaktan oluştuğunu öne sürmüşlerdir. İlk kuşak, 1960’lar ve erken 1970’lerde, dış yardımın alıcı ülkelerde tasarruf ve yatırımı artırarak ekonomik büyümeye katkı sağlayacağı varsayımına dayanarak yapılan araştırmalara atıfta bulunur. İkinci kuşak çalışmalar, 1980’ler ve erken 1990’larda, yatırım aracılığıyla dış yardımın ekonomik büyümeye

etkisinin araştırılmasına odaklanmıştır. Üçüncü kuşak ise, 1990'ların ortalarından itibaren ortaya çıkan, yardım alıcı ülkelerde kurumlar ve iktisadi politikalar gibi değişkenler üzerinden yardımın verimliliğini ölçmeye çalışan araştırmalardan oluşmaktadır.

Hansen ve Tarp (2000, ss. 104-115), birinci kuşak çalışmaların genellikle yardımın toplam tasarrufları artırdığı sonucuna vardığını, ikinci kuşak çalışmaların ise çoğunlukla yardım ile yatırım arasında pozitif bir ilişki olduğu sonucuna vardıklarını belirtmektedir. 1990'ların ortalarından itibaren ortaya çıkan üçüncü kuşak çalışmalar, yardım-büyüme ilişkisini kurumlar ve ekonomi politikaları açısından ele almıştır. Üçüncü kuşak çalışmalarda, 1980'ler ve 1990'ların neoliberal yapısal uyum stratejilerine uygun olarak, yardımın daha etkili olmasını sağlayacak iktisadi ve siyasi ortama odaklanan bir bakış açısının etkisini görmek mümkündür. Araştırmacılar daha kapsamlı veri setlerine erişim sağlamış ve geleneksel olarak dikkate alınmayan faktörleri de incelemeye başlamışlardır. Bu faktörler arasında, yardımın etkisini belirleyen sosyal yapılar, kurumsal düzenlemeler ve ekonomi politikaların rolü gibi unsurlar bulunmaktadır. Üçüncü kuşak literatür, yardımın etkinliğini artırmak için alıcı ülkelerin piyasa odaklı, neoliberal yapısal uyum politikalarını benimsemesi ve uygulaması gerektiği varsayımına dayanır. Başka bir deyişle, yardımın etkinliği, alıcı ülkelerin neoliberal politikaları doğru bir şekilde uygulamasına bağlıdır. Stockemer, LaMontagne ve Charrette (2011, s. 5) tarafından tanımlanan “koşulluluk literatürü” (conditionality literature), üçüncü kuşak yardım literatürünün bir alt kategorisini ifade eder. Bu literatür, kalkınma yardımının etkinliğini değerlendirirken alıcı ülkelerde belirli koşulların yerine getirilmesini vurgulamaktadır. Genellikle, yardımın verimliliğinin, alıcı ülkelerin belli ekonomik politikaları uygulamasına bağlı olduğunu savunmaktadır. Yani, “koşulluluk literatürüne” göre, yardım ancak alıcı ülkelerin belirli ekonomik düzenlemelere uyması ve küresel ekonomiye yapısal uyumu koşuluyla daha etkili hale gelebilir. Örneğin, serbest piyasa reformu, mali disiplin, ticaret liberalizasyonu uygulanması, bu literatürün vurguladığı koşullardan bazılarıdır. Üçüncü kuşak yardım literatürünün bir alt kategorisi olan koşulluluk literatürü de yardımın hangi koşullar altında işe yaradığına yaptığı vurguya göre kendi içinde üç kategoriye ayrılır: 1) “iyi politika modeli” - yardım, alıcı hükümetin iyi politikalar izlemesi durumunda işe yarar; 2) “ilaç modeli” - yardım, doğru dozda işe yarar ancak dozu çok yüksek veya çok düşükse etkisizdir; 3) “kurumlar modeli” - yardım, doğru devlet kurumları mevcut olduğunda faydalı olabilir (Stockemer, LaMontagne ve Charrette 2011, ss. 3-16).

Bu literatürün önde gelen temsilcilerinden Burnside ve Dollar (2000) yardımın “iyi” maliye, para ve ticaret politikaları uygulayan alıcı ülkelerde olumlu sonuçlar doğurduğu savunmaktadır. Ancak, yardımın iyi politika ortamlarında her zaman işe yaradığı fikri bir dizi çalışma tarafından güçlü bir şekilde reddedilmiştir (Hansen ve Tarp, 2001; Dalgaard, Hansen ve Tarp, 2004; Easterly, Levine ve Roodman, 2004; Roodman, 2007). Bu kuşağa ait farklı araştırmalar, aynı koşullar altında farklı sonuçlar elde etmiştir. Bununla birlikte, koşulluluk politikalarının yardımın büyümeyi teşvik etme potansiyeli olduğu gibi, bazı durumlarda olumsuz sonuçlara da yol açabileceği öne sürülmektedir. Bu durum, yardım-büyüme ilişkisinde henüz uzlaşma sağlanmamış bir tartışma ortamına işaret etmektedir.

Çalışmamızın amacı yıllardır süregelen ve hala üzerinde bir uzlaşma sağlanmamış olan “yardım işe yarar mı?” sorusuna cevap bulmak değildir. Üçüncü Kuşak Yardım Literatürü ve Koşulluluk Literatürü, kalkınma yardımının etkinliğini değerlendirirken çelişkili sonuçlar elde etmiş ve kesin sonuçlara ulaşamamıştır. Konuya ilişkin tartışmalar hala devam etmektedir. Ancak, özellikle 1980'lerde neoliberalizmin yükselişi ile birlikte, dış yardımların etkinliği açısından neoliberal ekonomi politikalarının önemini vurgulaması önemlidir. İlgili dönemde, yardımın etkinliğinin artırılması için yardım alıcı ülkelerin neoliberal yapısal uyum politikalarını etkin biçimde uygulaması

gerektiği savunulmuştur. Özelleştirme, serbest piyasa reformları gibi neoliberal politikalar, yardımın etkinliği açısından önemli değişkenler olarak kabul edilmiş, bu politikaların yardım alan ülkelerde ekonomik büyümeyi teşvik ederek yardımın etkinliğini artıracacağı varsayılmıştır. Koşulluluk literatürü kapsamında yürütülen araştırmalara göre, neoliberal yapısal uyum politikaları dış yardımın etkinliğinin anahtarıdır. Serbest piyasa ekonomisinin kurallarıyla uyumlu olarak uygulanan politikalar, ekonomik büyümeyi ve kalkınmayı teşvik etmektedir. Dolayısıyla, dış yardımın ekonomik büyüme ve kalkınmaya katkıda bulunabileceği ifade edilse de bu katkı serbest piyasa mekanizmaları ve ticaretin öncelikli olduğu bir hiyerarşide yer alır.

Aslına bakılırsa, dış yardımlar üzerine daha teorik düzeyde yürütülen tartışmalarda neoliberal kalkınma yaklaşımı savunucuları dış yardımların etkinliği ve faydasını tamamen reddetmiş ve dış yardımların ortadan kalkması gerektiğini savunmuşlardır. Neoliberal bakış açısına göre, dış yardımların piyasa bozucu etkisi olduğu düşünülmektedir. Bu düşünce, devletin müdahalesinin piyasa dinamiklerini bozup ekonomik aktörler arasındaki rekabeti zayıflatarak piyasada adaletsizlik oluşturabileceği endişesine dayanmaktadır. Neoliberal kalkınmayı destekleyen akademik ve siyasi çevreler, serbest piyasa ekonomisinin kendi kendini düzenleyebileceği inancıyla, dış yardımların bu doğal dengenin bozulmasına neden olabileceğini savunmaktadır (Jakupc 2018, s. 26).

Son yıllarda, yoksullukla mücadele ve ekonomik büyümeyi sağlamada dış yardıma karşı piyasa odaklı kalkınma yaklaşımlarını çözüm olarak gören çok sayıda çalışma ortaya çıkmıştır. Yardıma karşı olan en popüler eleştirmenlerden Moyo (2010), en fazla sayıda insanı en hızlı şekilde yoksulluktan kurtarmada etkili olacak şeyin özel sektör yatırımları ve rekabeti teşvik eden politikalar olduğunu savunmaktadır. Moyo'ya (2010, ss. 141-142) göre özel sektör yatırımları uzun vadede sürdürülebilir kalkınma için tek çaredir ve dış yardım yoksullukla mücadelede çözümün bir parçası değil, sorunun kendisidir. Moyo (2010, s. 70) özel sektörün ve serbest piyasa ekonomisinin kalkınma için tek çözüm olduğunu savunurken birkaç temel argüman üzerinde durmaktadır. Öncelikle, özel sektör faaliyetleri ekonomik verimliliği artırabilir ve özel sektörün rekabetçi yapısı kaynakların etkin kullanımını sağlar. Dış yardım kaynakları genellikle koşullu veya geçici olabilirken, özel sektör yatırımları daha bağımsız ve uzun vadeli olabilir. Ayrıca, özel sektörün yönetim disiplini ve etkinlik odaklı yaklaşımı, kamu sektörüyle karşılaştırıldığında daha etkili sonuçlar doğurabilir.

Easterly de (2006) dış yardımın genellikle kısa vadeli geçici çözümler getirdiğine, yerel ekonomilere zarar verdiğine ve bağımlılığı artırdığına dikkat çekmektedir. Dış yardım yerine doğrudan yatırımların teşvik edilmesi, yerel girişimciliğin desteklenmesi ve özel sektörün aktif rol alması gibi öneriler sunmaktadır (Easterly 2006, ss. 293-294). Benzer bir biçimde, Deaton (2013) dış yardımın bazı durumlarda etkili olabileceğini kabul etse de, genelde etkisiz ve hatta ekonomiye zarar verici olabileceğini savunmaktadır. Deaton'a (2013, s. 48) göre yoksullukla mücadelede başrolü donör ülkeler ve uluslararası kuruluşlar değil, serbest piyasa aktörleri oynamalıdır. Bir diğer yardım karşıtı Dichter (2003) ise dış yardımın alıcı ülkelerde bağımlılık yarattığını ve yerel ekonomilerin dış yardıma bağımlı hale geldiğini savunmaktadır. Dichter'e (2003, s. 25) göre yardım yerel üreticilerin rekabet gücünü azaltmakta ve uzun vadeli kalkınma potansiyelini tehlikeye atmaktadır.

Genel olarak neoliberal kalkınma literatürü yoksullukla mücadelede kalkınma yardımına alternatif olarak serbest piyasa mekanizmasını desteklemekte ve kalkınmanın tek yolunun piyasa odaklı, gelir yaratıcı çözümler olduğunu ileri sürmektedir. Buradaki temel varsayım, yatırım ve ticaret yoluyla sağlanan ekonomik büyümenin toplumun refahını artıracacağı ve bu artan refahın er ya da geç toplumun yoksul kesimlerinin yaşam koşullarında da iyileştirmeye yol açacağıdır. "Zenginden fakire sızma" (trickle-down) şeklinde tanımlanabilecek olan bu yaklaşım, serbest piyasanın kalkınmanın temel

sorunlarını çözeceğini, serbest piyasaya müdahalenin bir türü olarak dış yardımın ise sürdürülebilir çözümler sunamayacağını iddia etmektedir.

Marksist/eleştirel yaklaşımlar dış yardım karşılığında neoliberal kalkınma yaklaşımlarıyla birleşeler de serbest piyasa mekanizmalarının yoksullukla mücadele ve kalkınmaya destek sağlamada doğru araçlar olduğu fikrine şiddetle karşı çıkmaktadırlar. Marksist/eleştirel yaklaşımlar açısından serbest piyasa ekonomisi yoksulluk ve eşitsizliğin çaresi değil, sebebidir. Neoliberal kalkınma yaklaşımlarına karşı çıkan eleştirel yaklaşımlar, kapitalizmin işleyişindeki yapısal eşitsizliklerin ve serbest piyasanın yoksulluğun yeniden üretiminde ve derinleşmesinde kritik bir rol oynadığını savunmaktadır. Örneğin Harvey ve Reed (1992) serbest piyasa ekonomisinin yapısal eşitsizlikleri nasıl artırdığını ve yoksulluğun kökenlerini nasıl derinleştirdiğini eleştirel bir bakış açısıyla ortaya koymaktadır. Benzer bir bakış açısıyla, Wright (1994) yoksulluğun yalnızca kapitalist ekonominin işleyişinin doğal bir sonucu değil, aynı zamanda onun ayrılmaz bir parçası olduğu iddia etmektedir. Wright'a (1994, s. 43) göre serbest piyasa ekonomisinin rekabetçi yapısı işçi sınıfının ücretlerini sürekli düşük tutma eğiliminde olduğundan, yoksulluk kapitalizmin işleyişi açısından gerekli bir koşuldur ve kaçınılmazdır.

4. Neoliberal Kalkınma Yaklaşımlarının Dış Yardım Uygulamaları

1990'larda başlayıp günümüzde geniş bir kabul gören Küresel Değer Zinciri Yaklaşımı ile 2005 yılında Dünya Ticaret Örgütü ve OECD öncülüğünde başlatılan Ticarete Yardım (Aid for Trade) kalkınma yardımı girişimleri, neoliberal kalkınma politikalarının uygulamaya konduğu en önemli iki dış yardım girişimi olarak öne çıkmaktadır. Bu iki küresel ölçekli yardım girişimi, dış yardıma ilkesel olarak karşı çıkan neoliberal kalkınma yaklaşımlarının söylem ve uygulamada ne kadar tutarsız olabileceğinin en somut örnekleridir.

IMF-Dünya Bankası reformlarıyla 1980'ler boyunca genelleşen ve üzerinde ekonomi yönetim modeli olarak küresel düzeyde bir mutabakat oluşan neoliberalizmin piyasa dostu ve devlet karşıtı söylemi, dış yardımların tamamen tasfiyesi ve özel sermaye akımlarının yardımların yerini alması yönünde bir duyarlılık oluşturmuştur. Dünyanın önde gelen donör ülkesi Amerika Birleşik Devletleri'nden Reagan yönetiminin söylem ve politikaları dış yardımın piyasaların işleyişini bozduğu ve özel sektörün gelişimi önünde engel teşkil ettiğini düşünen dış yardım karşıtları için uygun bir ortam yaratmıştır (Thorbecke 2006, s. 37). Neoliberal kalkınma yaklaşımları, genel olarak serbest piyasanın işleyişine müdahale olarak gördüğü dış yardımı eleştirirken, kalkınma ve yoksullukla mücadelede serbest piyasa ekonomileri ve uluslararası ticaretin daha etkili olduğunu savunmaktadır.

Neoliberalizmin “yardım değil, ticaret” (trade not aid) yaklaşımı, kalkınmanın sürdürülebilirliği için dış yardımın yerine ticaretin öne çıkarılmasını ifade eder (Bilzen 2015, s. 42). Tarihsel olarak, “yardım değil, ticaret” yaklaşımı geliştirmekte olan ülkelerin ekonomik kalkınmasının dış yardım yerine serbest ticaret ve piyasa erişimi ile teşvik edilmesi gerektiği fikrini vurgulamaktadır (Jakupec 2016, s. 50). Neoliberal düşünce okulu, serbest piyasa koşulları ve ticaretin serbestleştirilmesini, uzun vadeli ve sürdürülebilir kalkınmanın anahtarı olarak görmektedir. Aslında “yardım değil ticaret” yaklaşımının kökenleri 1960'lara kadar götürülebilir. 1960'ların ortalarında, UNCTAD'ın kurucu başkanı ve ilk Genel Sekreteri Raul Prebisch'in (1964, s. 3) “ticaret açığı” kavramını ortaya atmasıyla birlikte, geliştirmekte olan ülkelerin dış ticaret dengesizliklerinin sürdürülebilir kalkınma için önemli bir engel oluşturduğu gündeme gelmiştir. Prebisch'in ticaret açığı kavramı, geliştirmekte olan ülkelerin ekonomik bağımsızlığını sağlamak ve kalkınmalarını teşvik etmek için dış ticaret politikalarının ve

ticaret ilişkilerinin yeniden düşünülmesini önermiştir (Ruiz 2017, s. 62). Bu noktada, gelişmekte olan ülkelerin dış ticaret kapasitelerini artırmaları için ihtiyaç duydukları sermaye mallarını ithal etmeleri için gereken döviz kaynaklarını sağlamada dış yardımların yeterliliği sorgulanmaya başlanmıştır. Bu tartışmalar kapsamında uluslararası ticaretin önündeki engellerin kaldırılması ve uluslararası ticareti kolaylaştırıcı uygulamaların yoksul ülkelerin kalkınmasında dış yardımlardan daha etkili sonuçlar doğuracağını savunan yaklaşımların “yardım değil, ticaret” sloganı altında birleştiği söylenebilir (UNCTAD 2009, s. 5).

4.1. “Yardım Değil, Ticaret”ten “Ticarete Yardım”a

Neoliberal yaklaşıma göre, ticaret gelişmekte olan ülkelerin kalkınması için en etkili araçtır. Ancak, ticaretin kalkınmanın itici gücü olduğuna dair kuramsal yaklaşımların uygulamada etkinliği konusunda bazı engeller ortaya çıkmıştır. Çoğu gelişmekte olan ülke, yetersiz ekonomik ve kurumsal altyapısı nedeniyle, uluslararası ticaretin avantajlarından beklendiği kadar faydalanamamış ve uluslararası rekabette yetersiz kalmıştır (OECD 2022; 12-13).

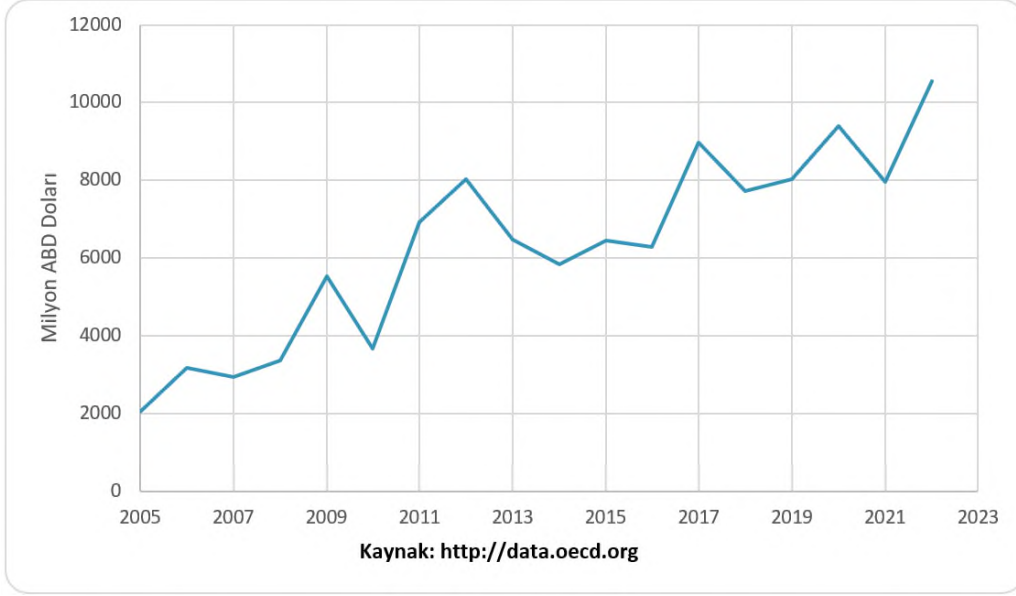
Bu noktada, ticaretin yoksul ülkelerin kalkınmasına doğrudan destek sağlaması için belirli koşulların sağlanması gerekmektedir. Örneğin, altyapı eksiklikleri ticaret kapasitelerini sınırlamakta ve uluslararası ticarete erişimi engellemektedir. Ayrıca, yoksul ülkelerin rekabet gücünü artırmak için teknolojik yeniliklere ve insan sermayesine yatırım yapılması gerekmektedir. Ancak, bu tür yatırımların maliyeti yüksek olmakta, olumlu etkilerini görmek uzun zaman almakta ve çoğu gelişmekte olan ülkenin kapasitesini aşmaktadır (Stiglitz ve Charlton 2013, s. 5). Uluslararası ticaret genellikle gelişmiş ülkelerin lehine olan ticaret anlaşmaları ve kurullarla şekillenmektedir. Bu anlaşmalar, çoğu zaman yoksul ülkelerin rekabet güçlerini azaltmakta ve ticaret kapasitelerini kısıtlamaktadır. Ayrıca, gelişmiş ülkelerin uyguladığı tarifeler, kotalar ve diğer ticaret engelleri, yoksul ülkelerin uluslararası piyasalara erişimini sınırlamaktadır. Ticaretin serbestleştirilmesi, genellikle gelişmiş ülkelerin ve büyük şirketlerin lehine olan ticaret rejimlerinin oluşturulmasına yol açmaktadır (Bernhardt 2014, s. 134).

Gelişmiş donör ülkelerin gelişmekte olan ülkelerin ticaret kapasitelerini artırma arayışına girmesi sonucunda 2005 yılında Dünya Ticaret Örgütü'nün Hong Kong'da düzenlediği Bakanlar Kurulu toplantısında Ticarete Yardım (Aid for Trade) girişimi başlatılmıştır (OECD 2015, s. 6). Girişim, gelişmekte olan ülkelerin ticaret kapasitelerini artırmayı ve uluslararası ticaret sistemine daha etkin bir şekilde entegre olmalarına yardımcı olmayı hedeflemektedir. Girişimin mimarlarından olan Dünya Ticaret Örgütü ve OECD, gelişmekte olan ülkelerin ticaret kapasitelerini artırmak ve uluslararası ticaret sistemine daha etkin bir şekilde entegre olmalarına destek olmak için dış yardımın gerekliliğini vurgulamaktadır. Dünya Ticaret Örgütü, “ticaretin milyonlarca insanı yoksulluktan kurtaran bir büyüme motoru olma potansiyeline sahip olduğunu”, ancak “bilgi eksikliği, aşırı bürokrasi, yetersiz finansman, kötü altyapı gibi iç engellerin” bu potansiyeli engellediğini belirtmektedir (WTO 2020, s.136). Bu kapsamda Dünya Ticaret Örgütü, gelişmekte olan ülkelerin ticaret kapasitelerini artırmak için altyapı, teknik yardım ve kurumsal kapasite desteği sağlanması gerektiğini vurgulamaktadır (WTO 2020, ss. 138-143). Dolayısıyla, yardım ve ticaret arasındaki ilişki yeniden yorumlanmış ve yardımın gelişmekte olan ülkelerin ticaret kapasitelerini artırmada etkin bir rol oynaması gerektiği kabul edilmiştir. Ticarete Yardım kapsamında yapılan altyapı yardımları, ulaşım ağlarının geliştirilmesi, limanların modernizasyonu, enerji altyapısının yenilenmesi gibi fiziksel altyapının geliştirilmesine odaklanmaktadır. Bu yardımların öncelikli amacı, gelişmekte olan ülkelerde ticaretin akışını hızlandırmak ve maliyetleri düşürmek yoluyla küresel ticaretin

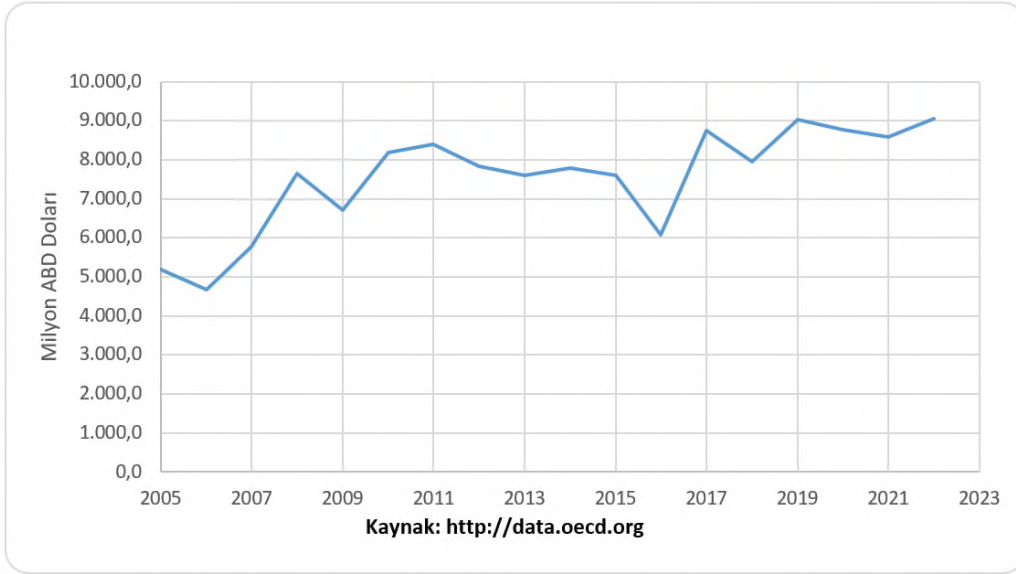
sürdürülebilirliğine ve büyümesine katkı sağlamaktır. Ticarete Yardım çerçevesinde yürütülen kapasite geliştirme yardımları, uluslararası standartlara uyum ve ticaret politikalarının oluşturulması gibi mevzuat desteğini de içermektedir. Ticarete Yardım yalnızca altyapı oluşturmakla sınırlı kalmayıp, eğitim ve teknik destek gibi unsurlarla yoksul ülkelerde daha rekabetçi bir işgücü ve özel sektör oluşturmayı hedeflemektedir. Örneğin, bir ülkenin limanlarının genişletilmesi, sınır geçiş noktalarının modernizasyonu, gümrük işlemlerinin kolaylaştırılması ve ticaretle ilgili yasal düzenlemelerin iyileştirilmesi gibi projeler, yoksul ülkelerin ticaret kapasitelerini artırabilir ve uluslararası ticarete entegrasyonunu kolaylaştırabilir (OECD 2022, s. 29).

“Yardım değil, ticaret” yaklaşımı, devletin ekonomik faaliyetlere müdahalesini minimize etmeyi ve ticaretin serbestleştirilmesini savunurken, Ticarete Yardım girişimi, yardım yoluyla ticaretin geliştirilmesine destek sağlanması esasına dayanmaktadır. Bu bağlamda, neoliberal kalkınma yaklaşımları ticaret ve yardım arasındaki ilişkiyi yeniden değerlendirmiş ve yardımın ticaretin teşvik edilmesinde önemli bir rol oynayabileceğini kabul etmiş gibi görünmektedir. Öte yandan Ticarete Yardım, “yardım değil, ticaret”in temel prensiplerini reddetmemektedir. Ticaretin, uzun vadeli sürdürülebilir kalkınmanın anahtarı olduğunu ve gelişmekte olan ülkelerin ekonomik büyüme ve refahlarını artırmak için en güçlü araçlardan biri olduğunu kabul eder. Ancak, yoksul ülkelere küresel ticaretin imkanlarını değerlendirebilmeleri ve rekabetçi olabilmeleri için altyapı, kurumsal kapasite, insan kaynağı geliştirme gibi alanlarda yardım sağlanması gerektiği düşüncesine dayanır. Ticarete Yardım’ın ortaya çıktığı 2005 yılından bu yana, gelişmekte olan ülkelerin ticaret potansiyellerini artırmak amacıyla ekonomik altyapı ve hizmetler, üretim sektörleri ve ticaret politikaları gibi ana sektörlerde yapılan yardımların arttığı gözlemlenmektedir. 2005 yılından bu yana genel olarak bir artış trendi gösteren ticarete destek amaçlı resmi kalkınma yardımları, özellikle 2008 küresel ekonomik krizi ve daha sonrasında COVID-19 pandemisi ile küresel göç krizi gibi küresel olaylar nedeniyle zaman zaman iniş çıkışlar yaşamıştır. Öncelikle, 2008 küresel ekonomik krizi, ticarete yardımın miktarı üzerinde belirgin bir etki yaratmıştır. Bu dönemde, donör ülkelerin ekonomik sıkıntılarla mücadele etmeleri ticarete destek amaçlı yardımları da etkilemiş, yardım miktarlarında azalmalara neden olmuştur (OECD 2023b, s. 8). Ayrıca, COVID-19 pandemisi dünya genelindeki yardım harcamalarını derinden etkilemiştir. Pandemi sırasında donör ülkeler, sağlık altyapısını güçlendirme ve acil tıbbi yardımlar gibi insani ihtiyaçlara öncelik vermişlerdir (Brown 2021, s. 43). Bu süreçte ticarete yardım, daha az öncelikli bir alan olarak görülmüş ve bu durum, ticarete yönelik yardım projelerine ayrılan kaynakların azalmasına yol açmıştır. Küresel göç krizi gibi diğer önemli küresel olaylar da ticarete yardımı etkileyen faktörler arasındadır. Özellikle mülteci krizleri, donör ülkelerin kaynaklarını mülteci kampları gibi acil insani yardım ihtiyaçlarına yönlendirmelerine neden olmuştur. Ticarete yardım kriz dönemlerinde geri planda kalmış ve ticarete yardım projelerine ayrılan kaynaklarda azalmalar gözlenmiştir. Ancak tüm bunlara rağmen ticarete destek amaçlı ekonomik altyapı yardımları artış trendi sergilemiştir.

Şekil 3. Uluslararası Kuruluşlar Tarafından Ticarete Yardım Kapsamında Sağlanan Resmi Kalkınma Yardımları (2005-2023)



Şekil 4. OECD Kalkınma Yardımı Komitesi Üyesi Donör Ülkeler Tarafından Ticarete Yardım Kapsamında Sağlanan Resmi Kalkınma Yardımları (2005-2023)



Tablo 1: Ticaret Kapasitesini Artırma Amacıyla OECD Kalkınma Yardımı Komitesi Üyesi Donör Ülkeler Tarafından Gelişmekte Olan Ülkelere Farklı Sektörlerde Sağlanan Toplam Resmi Kalkınma Yardımları (2005-2022, Milyon ABD Doları)

Yıl	Sektörler		
	Ekonomik Altyapı ve Hizmetler	Üretim Sektörleri	Ticaret Politikaları
2005	2.238,80	885,98	188,38
2006	1.962,49	1.380,21	448,24
2007	2.830,31	1.273,17	307,65
2008	2.838,03	1.588,42	314,53
2009	3.142,11	3.006,87	545,56
2010	2.950,24	2.200,56	272,96
2011	2.758,26	2.422,49	464,68
2012	3.204,22	3.000,38	361,76
2013	4.220,25	3.040,72	466,41
2014	2.720,80	1.634,80	134,89
2015	2.784,66	2.419,89	233,42
2016	3.262,17	3.066,39	118,20
2017	4.671,97	4.060,36	242,01
2018	5.805,81	3.406,48	229,40
2019	4.754,46	3.768,48	321,84
2020	5.644,91	4.510,98	329,46
2021	6.540,75	3.461,86	640,40
2022	6.645,83	4.717,51	295,08

Kaynak: <https://stats.oecd.org/>

4.2. Küresel Değer Zinciri Yaklaşımı

Ticarete Yardım'ın yanı sıra, 1990'lı yıllarda ortaya çıkan ve günümüzde artan bir şekilde dikkat çeken neoliberal kalkınma yardımı yaklaşımlardan biri de "Küresel Değer Zinciri" yaklaşımıdır (Haslam 2012, s. 204). Değer zinciri, bir ürünün veya hizmetin üretim sürecinde eklenen değeri adım adım gösteren bir işlemler ağıdır; küresel değer zinciri ise üretim sürecinin farklı aşamalarının küresel ölçekteki entegrasyonunu ve bu süreçte aktörler arası ilişkileri vurgular (Newman 2012, s.155). Yani, farklı ülkeler arasında mal ve hizmet üretimine ilişkin işlemler ağının dünya genelinde ekonomik ve coğrafi bölgelere yayılmasını ve bu parçalar arasındaki işbirliğini tanımlamak amacıyla kullanılmaktadır. Kalkınmaya küresel değer zinciri yaklaşımı, yoksul ülkelerin küresel değer zincirlerine dahil olmasının ekonomik kalkınma için önemli fırsatlar sunduğu varsayımına dayanır. Bu yaklaşım farklı üretim aşamalarının çok sayıda ülke arasında koordinasyonu üzerine odaklanarak, ülkeleri uzmanlık alanlarına göre değer zincirinin daha üst basamaklarında yer almaya teşvik etmektedir. (Barrientos, Gereffi ve Rossi 2011, s. 323).

Son yirmi yılda, Dünya Bankası, OECD gibi uluslararası kuruluşlar ile Amerika Birleşik Devletleri, İngiltere ve Almanya ülkeler başta olmak üzere neredeyse tüm donörler "kalkınma için değer zinciri yaklaşımı"nın dış yardım uygulamalarına dahil etmişlerdir. Örneğin, Dünya Bankası, yoksul ülkeleri küresel değer zincirlerine entegre etme amacıyla yürütülen kalkınma projelerinin etkinliğini

artırmak amacıyla 180 uzmandan oluşan özel bir ekip kurmuştur. (Taglioni ve Winkler 2016, ss. 16-17). Dünya Bankası küresel değer zincirlerini “verimlilik artışının, istihdam yaratmanın ve yaşam standartlarını yükseltilmenin anahtarı” olarak tanımlamaktadır. Benzer şekilde, OECD Kalkınma Yardımı Komitesi’nin eski başkanı Eric Solheim (2013) değer zincirlerini “kalkınmaya giden yol” olarak tanımlamıştır. Küresel değer zinciri analizi, dış yardım söylem ve politikasının önemli bir parçası haline gelmiştir. Donör ülkeler ve uluslararası kuruluşlar yoksulluk azaltma stratejilerinin temel unsuru olarak kalkınma için değer zinciri yaklaşımına giderek daha fazla odaklanmaktadır.

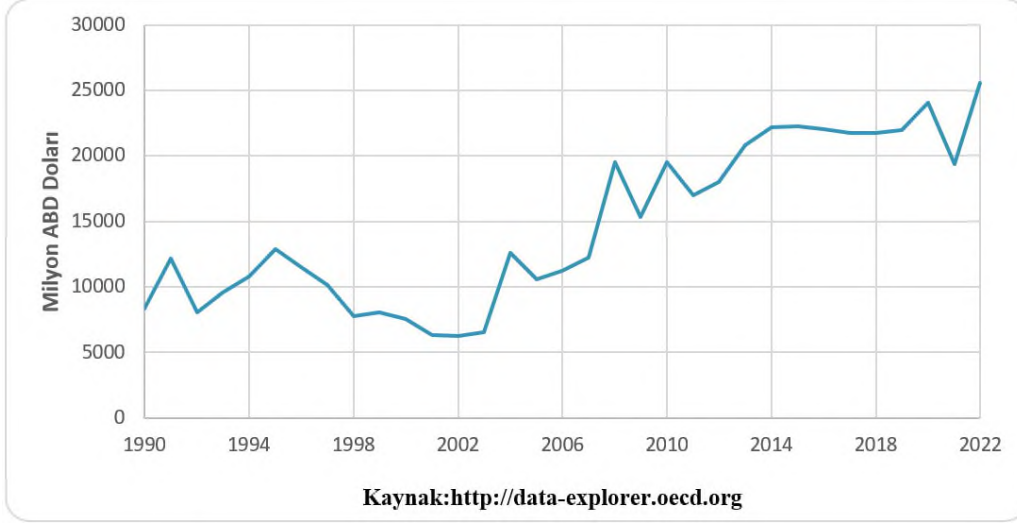
Bu eğilim, küresel değer zincirlerinin bilgi ve teknoloji transferi ile yoksulluğu azaltarak ekonomik büyümeyi, yerel ekonomilerin çeşitlenmesini ve katma değeri yüksek ürünlerin üretimini teşvik ettiği ve özel sektör gelişimini kolaylaştırdığı varsayımına dayanmaktadır (Neilson 2017, ss. 38-49):

- **Ekonomik Büyüme:** Küresel değer zincirlerine entegre olan yoksul ülkeler, uluslararası ticaret ve yatırım ile bağlantılı hale gelirler. Ürünlerin uluslararası pazarlara açılmasıyla birlikte, işletmelerin büyüme potansiyeli artar ve ekonomi genelinde istihdam ve gelir artışı sağlanır.
- **Yerel Sektörlerin Çeşitlenmesi:** Küresel değer zincirlerine entegre olan yoksul ülkeler, genellikle tek bir endüstri veya sektöre bağımlı olmaktan çıkarlar. Yerel ekonomilerin çeşitlenmesi, ekonomik direnci artırır. Farklı sektörlerde ve endüstrilerde faaliyet gösteren işletmeler, ekonomik krizlere karşı daha dayanıklı hale gelirler.
- **Katma Değeri Yüksek Ürünlerin Üretimi:** Küresel değer zincirlerine dahil olan yoksul ülkeler, genellikle düşük katma değerli üretim süreçlerinden daha yüksek katma değerli ürünlerin üretimine geçiş yaparlar. Daha yüksek katma değerli ürünlerin üretimi, yerel işgücünün becerilerinin gelişmesine ve gelir düzeylerinin artmasına imkan sağlar.

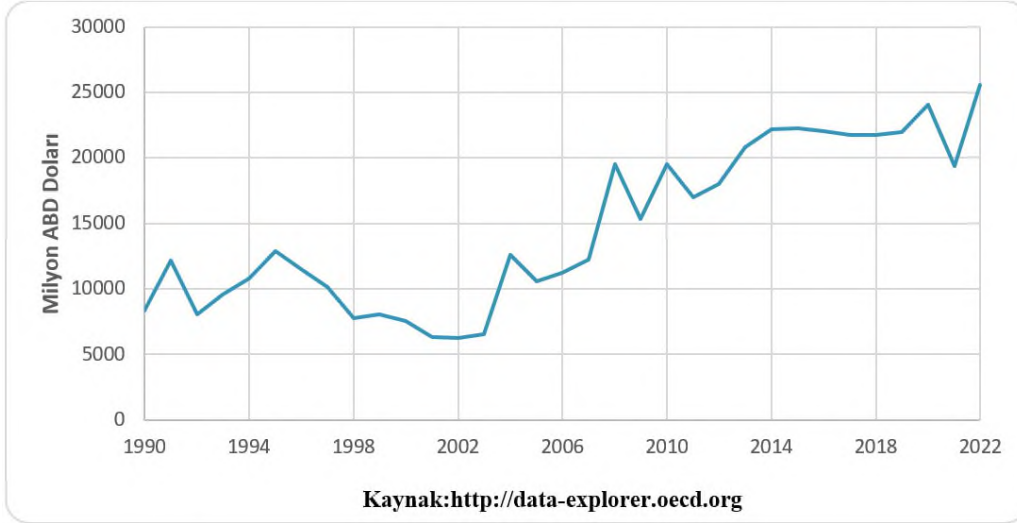
Ancak, küresel değer zincirlerine entegrasyon sürecinin başarılı olması için gelişmekte olan ülkelerde etkin altyapı yatırımları ve işgücü eğitimi gibi alanlarda desteğe ihtiyaç vardır. Bu noktada, dış yardımlar geliştirmekte olan ülkelerin küresel değer zincirlerine dahil olmaları için ihtiyaç duyulan ekonomik altyapı ve mesleki teknik eğitime destek sağlama gibi yeni misyonlar üstlenmiştir (Altenburg, 2007). Bu bağlamda, dış yardımların temel amacı, yerel ekonomilerin çeşitlenmesini ve katma değeri yüksek ürünlerin üretimini teşvik etmektir. Dış yardım yoluyla sağlanan teknik destek ve finansman, yoksul ülkelerin küresel değer zincirine katılımlarını hızlandıran en önemli faktörlerden biridir. Uluslararası kuruluşlar ve donör ülkeler teknik destek sağlayarak, yoksul ülkelerin üretim süreçlerine entegre olmalarını ve rekabetçi bir şekilde küresel pazarlara erişebilmelerini kolaylaştırmayı hedeflemektedir. Dış yardımların yeni misyonları arasında, teknoloji transferi, nitelikli bir işgücü için eğitim, altyapı yatırımları ve kurumsal kapasitenin artırılması gibi unsurlar bulunmaktadır.

Anlatılanlar çerçevesinde, dış yardımların rolü önemli bir değişim geçirmiştir. Geleneksel olarak, dış yardımlar çoğunlukla eğitim, sağlık ve temel ihtiyaçlara odaklanmıştır. Ancak, küresel değer zinciri yaklaşımlarının yükselişiyle birlikte dış yardımların rolü genişlemiş ve dış yardımlar, yoksul ülkelerin küresel değer zincirlerine entegrasyonunu teşvik etmek, üretim kapasiteleri ve rekabet güçlerini artırmak için kullanılan bir araç olarak görülmeye başlanmıştır. Özellikle, ekonomik altyapıların geliştirilmesine yönelik dış yardımlardaki artış dikkat çekicidir. Tablo 2’de yer alan OECD resmi kalkınma yardımı verileri ulaşım, iletişim, enerji, bankacılık, finans, mesleki eğitim ve sanayi üretimi gibi sektörlere yapılan dış yardımlarda, küresel değer zinciri analizlerinin ortaya çıktığı 1990’lardan itibaren dikkat çekici artışlar olduğunu göstermektedir.

Şekil 5. Küresel Değer Zincirlerine Katılım Kapsamında OECD Kalkınma Yardımı Komitesi Üyesi Donör Ülkeler Tarafından Gelişmekte Olan Ükelere Sağlanan Toplam Resmi Kalkınma Yardımları (1990-2022)



Şekil 6. Küresel Değer Zincirlerine Katılım Kapsamında Uluslararası Kuruluşlar Tarafından Gelişmekte Olan Ükelere Sağlanan Toplam Resmi Kalkınma Yardımları (1990-2022)



Tablo 2: Küresel Değer Zincirlerine Katılıma Destek Kapsamında OECD Kalkınma Yardımı Komitesi Üyesi Donör Ülkeler Tarafından Farklı Sektörlerde Sağlanan Toplam Resmi Kalkınma Yardımı (1990-2022, Milyon ABD Doları)

Yıl	Sektörler						
	Ulaşım	İletişim	Enerji	Bankacılık	Finans	Mesleki Eğitim	Sanayi Üretimi
1990	4.762,57	1.652,25	4.089,25	272,73	547,78	6.203,52	2.697,46
1991	6.025,21	1.384,43	6.441,38	672,09	436,18	5.180,04	2.568,41
1992	3.509,16	1.637,44	3.385,66	470,81	598,65	5.486,84	3.620,25
1993	4.108,36	1.529,99	4.246,8	149,25	478,88	4.841,28	1.785,5
1994	4.409,03	1.055,43	3.801,47	402,33	2.046,24	4.607,49	1.032,16
1995	4.891,01	962,87	4.584,49	485,49	987,04	4.252,08	928,45
1996	5.582,23	843,98	3.549,78	519,03	894,17	5.012,48	1.083,66
1997	4.007,54	568,33	4.270,82	327,74	1.591,42	3.986,65	1.104,12
1998	3.699,65	721,62	2.939,39	488,6	804,9	3.904,25	866,79
1999	3.766,51	368,06	2.154,01	572,68	2.306,01	2.999,33	1.016,64
2000	3.708,29	419,61	1.644,6	361,68	2.393,5	3.076,29	967,67
2001	3.792,83	393,03	1.948	670,52	678,02	3.579,09	839,62
2002	3.142,16	265,24	2.431,18	772,84	856,45	3.095,75	659,96
2003	2.022,03	436,39	3.099,74	703,6	891,1	2.558,6	1.846,16
2004	3.870,96	958,96	7.142,11	1.135,6	1.572,22	3.052,47	2.249,59
2005	5.181,91	434,84	3.671,47	1.248,15	1.013,68	3.758,73	1.749,48
2006	4.500,81	432,85	4.343,24	1.491,12	1.814,83	3.202,65	983,1
2007	4.422,79	361,6	4.252,48	2.317,43	1.595,82	4.673,55	892,62
2008	8.540,21	292,3	5.827,05	2.786,61	1.724,67	5.208,02	1.759,92
2009	6.778,27	444,09	3.660,09	2.751,27	1.227,07	5.244,78	1.032,12
2010	7.089,99	338,07	7.048	1.835,72	1.416,61	6.092,91	1.374,59
2011	4.827,79	301,34	5.621,93	2.152,24	1.799,66	5.296,53	1.734,81
2012	6.524,06	407,26	5.368,89	2.252,43	1.020,72	5.254,88	1.371,6
2013	7.894,19	292,14	7.069,11	2.444,44	1.286,98	5.105,99	1.324,61
2014	7.009,74	323,46	8.064,64	2.830,95	2.156,61	5.466,4	1.318,69
2015	8.596,18	337,74	9.534,26	2.884,19	1.445,2	5.664,98	1.897,41
2016	10.007,3	233,29	7.631,88	2.061,27	1.627,51	5.025,82	928,2
2017	9.587,08	178,29	7.637,32	2.316,21	1.564,31	6.665,25	1.366,14
2018	9.573,48	334,12	6.943,69	1.889,13	1.599,1	5.847,62	1.116,34
2019	6.963,93	679,14	9.230,69	2.257,86	2.294,37	5.980,35	2.530,37
2020	9.503,23	320,71	5.031,73	5.678,97	1.924,05	6.130,47	1.897,71
2021	5.412,62	565,07	6.771,63	2.798,63	2.243,54	5.283,49	2.220,08
2022	11.635,23	334,74	8.394,07	3.777,01	1.426,3	5.979,14	2.551,14

Kaynak: <https://stats.oecd.org/>

Tartışma ve Sonuç

Neoliberal kalkınma yaklaşımları, gelişmekte olan ülkelerin ekonomik büyüme ve kalkınma süreçlerinde dış yardımın yerine serbest piyasa ve ticaretin öne çıkması gerektiğini savunmuşlardır. Ayrıca, dış yardımın bağımlılık yarattığı, kalkınmayı engellediği ve tamamen ortadan kaldırılması gerektiği sıklıkla dile getirilmiştir. OECD'nin resmi kalkınma yardımı verileri, neoliberalizmin yükselişinin başladığı 1980'lerden bu yana dış yardımların artarak devam ettiğini ve son yıllarda rekor seviyelere ulaştığını göstermektedir. Bu durum, neoliberal kalkınma yaklaşımlarının dış yardıma yönelik söylemlerinin uygulamaya yansımadağını göstermektedir. Neoliberal kalkınma yaklaşımlarının uygulanmasında dış yardımların kapsam ve miktarı belirgin bir şekilde artmıştır. Dış yardımı ortadan kaldırmak bir yana, Ticarete Yardım ve Küresel Değer Zinciri gibi yaklaşımlar, yoksul ülkelerin küresel ticaret ve serbest piyasanın olanaklarından yararlanabilmesi için dış yardımın gerekli olduğunu vurgulamaktadır. Bir başka ifadeyle, neoliberal kalkınma yaklaşımları söylemde karşı çıktıkları dış yardımları her zamankinden daha fazla kullanmakta ve dış yardım miktarları artan bir eğilim göstermektedir.

Aslında neoliberalizmin söylem ve pratiği arasındaki çelişkiler dış yardım ile sınırlı değildir. Neoliberalizm, devletin ekonomi üzerindeki etkisini azaltmayı ifade eden minimal devlet yaklaşımıyla bilirse de neoliberal politikaların uygulanmasında devletler çoğu zaman aktif bir rol oynamıştır. Özellikle yapısal uyum gibi süreçlerde, ekonomi politikaları devlet eliyle yönlendirilmiştir. Bu süreçlerde, devletin aktif katılımı, ekonomik yapıyı dönüştürmek ve serbest piyasa koşullarını sağlamak için gerekli görülmüştür. Benzer şekilde, neoliberal kalkınma literatürü dış yardımlara ilkesel olarak karşı çıksa da dış yardım yoksul ülkelerde ticaretin ve piyasa mekanizmalarının gelişimi için sıklıkla başvurulmuş araçlardan biri olmuştur. Teoride piyasa odaklı neoliberal kalkınma politikalarının karşıtı olarak sunulsa da uygulamada dış yardımlar bu politikaların eksikliklerini ve yetersizliklerini telafi eden, hatta onları tamamlayan bir rol üstlenmiştir.

Son yıllarda ön plana çıkan Küresel Değer Zinciri Yaklaşımı ve Ticarete Yardım gibi kalkınma yardımı girişimleri gelişmekte olan ülkelerde ekonomik ve fiziksel altyapıların geliştirilmesine odaklanarak, dış yardımlara yeni işlevler atfedilmesinde etkili olmuştur. Ancak, neoliberal kalkınma yaklaşımını benimseyen donörlerin yardım uygulamalarında dikkat çeken husus, sadece söylem ile eylem arasındaki tutarsızlık değildir. Ticarete Yardım ve Küresel Değer Zinciri Yaklaşımı kapsamında ekonomik ve fiziksel altyapıyı geliştirmek amacıyla sağlanan yardımlar büyük ölçekli ve yüksek maliyetlidir. Tablo 1 ve Tablo 2'de yer alan OECD verilerinin de gösterdiği gibi, son yıllarda ekonomik altyapı, ulaşım, iletişim, enerji ve sanayi üretimi gibi sektörlerde sağlanan yardımlarda büyük artışlar söz konusudur. Gelişmekte olan ülkelerdeki ekonomik ve fiziksel altyapı projeleri, büyük ölçekli yatırımlar ve maliyetli operasyonlar gerektirmektedir. Bu tür projeler, liman, otoyol ve enerji santrallerinin inşasını içermektedir. Projelerin tamamlanmasının ardından ortaya çıkan bakım ve sürdürülebilirlik sorunları, yardım alan ülkelerin dış yardıma olan bağımlılığını artırabilmektedir. Örneğin, yoksul bir ülkeye donör ülkeler tarafından dış yardım kapsamında yapılan bir liman veya otoyol, zamanla bakım gerektirmektedir. Bakım ve sürdürülebilirlik maliyetleri çoğunlukla yardım alan ülkenin kendi kaynaklarıyla karşılanamayacak kadar yüksektir. Dolayısıyla, liman veya otoyol gibi büyük altyapı projeleri, yardım alan ülkenin orta ve uzun vadede donör ülkelerden tekrar yardım talep etmesine neden olabilmektedir. Bu durum, yardım alan ülkelerin dış yardıma olan ihtiyacını zamanla azaltmak ve kendi kendine yeterliliğini sağlamak yerine, onların dış yardıma daha da bağımlı hale gelmesine yol açabilir. Söylemde dış yardımları eleştiren ve sınırlayan bir çerçeve sundukları

halde, neoliberal kalkınma yaklaşımını benimseyen donörlerin yardım uygulamaları yoksul ülkelerin dış yardıma bağımlılığını daha da derinleştirme potansiyeline sahiptir.

Hakem Değerlendirmesi: Dış bağımsız.

Çıkar Çatışması: Yazar çıkar çatışması beyan etmemiştir.

Finansal Destek: Yazar finansal destek beyan etmemiştir.

Peer Review: Externally peer-reviewed.

Conflict of Interest: Author declared no conflict of interest.

Financial Disclosure: Author declared no financial support.

ORCID:

Yahya Gülseven 0000-0002-1515-9263

KAYNAKLAR / REFERENCES

- Altenburg, T. (2007). Donor approaches to supporting pro-poor value chains. *Report prepared for the donor committee for enterprise development*. http://www.fao-ilo.org/fileadmin/user_upload/fao_ilo/pdf/DonorApproachestoPro-PoorValueChains.pdf.
- Barrientos, S., Gereffi, G., & Rossi, A. (2011). Economic and social upgrading in global production networks: A new paradigm for a changing world. *International Labour Review*, 150(3-4), 319-340. doi: 10.1111/j.1564-913X.2011.00119.x.
- Bauer, P. T. (1972). *Dissent on development: Studies and debates in Development Economics*. Cambridge, Mass: Harvard Univ. Press.
- Bernhardt, T. (2014). North-South imbalances in the international trade regime: Why the WTO does not benefit developing countries as much as it could. *Consilience*, 12, 123–141. <http://www.jstor.org/stable/26476156>.
- Brown, S. (2021). The impact of COVID-19 on development assistance. *International Journal*, 76(1), 42-54. doi: 10.1177/0020702020986888.
- Burnside, C., & Dollar, D. (2000). Aid, policies, and growth. *American Economic Review*, 90(4), 847–868. doi:10.1257/aer.90.4.847.
- Dalgaard, C., Hansen, H., & Tarp, F. (2004). On the empirics of foreign aid and growth. *The Economic Journal*, 114(496), 191-216. doi:10.1111/j.1468-0297.2004.00219.x.
- Deaton, A. (2013). *The great escape: Health, wealth, and the origins of inequality*. Princeton, NJ: Princeton University Press.
- Dichter, T. W. (2003). *Despite good intentions: Why development assistance to the third world has failed*. Amherst: University of Massachusetts Press.
- Easterly, W., Levine, R., & Roodman, D. (2004). Aid, policies, and growth: Comment. *American Economic Review*, 94(3), 774–780. doi:10.1257/0002828041464560.
- Easterly, W. (2006). *The White man's burden: Why the West's efforts to aid the rest have done so much ill and so little good*, New York: Penguin.
- Frank, A. G. (1973). *Latin America: Underdevelopment or revolution*. Andover, Mass: Warner Modular Publications.
- Glennie, J., & Sumner, A. (2016). *Aid, growth and poverty*. London: Palgrave Macmillan.
- Hansen, H., & Tarp, F. (2001). Aid and growth regressions. *Journal of Development Economics*, 64(2), 547–570. doi:10.1016/s0304-3878(00)00150-4.

- Harvey, D. L., & Reed, M. (1992). Paradigms of poverty: A critical assessment of contemporary perspectives. *International Journal of Politics, Culture, and Society*, 6(2), 269–297. <http://www.jstor.org/stable/20007086>.
- Haslam, P. A. (2012). Multinational corporations. In P.A. Haslam, P. Beaudet, & J. Schafer (Eds.), *Introduction to international development: Approaches, actors, issues, and Practice*. Ontario: Oxford University Press.
- Hayter, T. (1971). *Aid as imperialism*. Middlesex: Penguin Books.
- Jakupec, V. (2016). Aid for trade: A critical analysis. In V. Jakupec & M. Kelly (Eds.), *Assessing the impact of foreign aid* (pp. 45-59). London: Academic Press.
- Jakupec, V. (2018). *Development aid: Populism and the end of the neoliberal agenda*. Cham: Springer.
- Moyo, D. (2010). *Dead aid: Why aid makes things worse and how there is another way for Africa*. London: Penguin.
- Neilson, J. (2017). Value chains, neoliberalism and development practice: The Indonesian experience. In J. Neilson, B. Pritchard & H. Yeung (Eds.), *Global value chains and global production networks* (pp. 38-69). London: Routledge. doi: 10.1080/09692290.2013.809782.
- Newman, S. (2012). Global commodity chains and global value chains. In *The Elgar companion to Marxist economics* (pp. 155-161). London: Edward Elgar Publishing.
- O'Brien, R., & Williams, M. (2010). *Global political economy: Evolution & dynamics*. London: Bloomsbury Academic.
- OECD. (2015). *Aid for trade at a glance 2015: Reducing trade costs for inclusive, sustainable growth*. Paris: OECD Publishing.
- OECD. (2022). *Aid for trade at a glance 2022: Empowering connected, sustainable trade*. Paris: OECD Publishing.
- OECD. (2023a). ODA levels in 2022 – preliminary data. <https://www.oecd.org/dac/financing-sustainable-development/ODA-2022-summary.pdf>.
- OECD. (2023b). *Development co-operation report 2023: Debating the aid system*, Paris: OECD Publishing.
- OECD. (2024a). Aid for trade statistics by bilateral donors by bilateral donors (2005-2023). <https://web-archive.oecd.org/temp/2024-06-25/58513-aid-for-tradestatisticalqueries.htm>.
- OECD. (2024b). Aid for trade statistics by bilateral donors by multilateral donors (2005-2023). <https://web-archive.oecd.org/temp/2024-06-25/58513-aid-for-tradestatisticalqueries.htm>.
- OECD. (2024c). Official development assistance by bilateral donors (1980-2022). [https://data-explorer.oecd.org/vis?fs\[0\]=Topic%2C1%7CDevelopment%2C2%7C2024%7C2022](https://data-explorer.oecd.org/vis?fs[0]=Topic%2C1%7CDevelopment%2C2%7C2024%7C2022).
- OECD. (2024d). Official development assistance by multilateral donors (1980-2022). https://data-explorer.oecd.org/20Assistance%20%28ODA%29%23DEV_ODA.
- OECD. (2024e). Total official development assistance provided to support integration into global value chains. <https://www.oecd.org/en/topics/policy-issues/global-value-and-supply-chains.html>.
- Pomerantz, P. R. (2024). *Foreign aid: Policy and practice*. Abingdon, Oxon: Routledge.
- Prebisch, R. (1964). *Towards a new trade policy for development: report by the secretary-general of the United Nations Conference on Trade and Development*. New York: United Nations.
- Roodman, D. (2007). The anarchy of numbers: Aid, development, and Cross-Country Empirics. *The World Bank Economic Review*, 21(2), 255–277. doi:10.1093/wber/lhm004.
- Ruiz, J. B. (2017). Raúl Prebisch and the theory of regional economic integration. In *The Global Political Economy of Raúl Prebisch* (pp. 61-77). London: Routledge.
- Solheim, E. E. (2013). Connecting to value chains: The role of aid for trade in private sector development. <https://ecdpm.org/work/aid-for-trade-volume-2-issue-5-july-august-2013/connecting-to-value-chains-the-role-of-aid-for-trade-in-private-sector-development>.
- Stiglitz, J. E., & Charlton, A. (2013). *The Right to trade: Rethinking the aid for trade agenda*. London: Commonwealth Secretariat.
- Stockemer, D., LaMontagne, B., & Charrette, J. (2011). Panacea, placebo, or poison? the impact of development aid

- on growth. *Canadian Journal of Development Studies*, 32(1), 3–16. doi:10.1080/02255189.2011.576133.
- Szentes, T. (1976). *The political economy of underdevelopment*. Budapest: Akademiai Kiado.
- Taglioni, D., & Winkler, D. (2016). *Making global value chains work for development*. New York: World Bank Publications.
- Thorbecke, E. (2006). The evolution of the development doctrine, 1950–2005. In G. Mavrotas & A. Shorrocks (Eds.), *Advancing Development: Core Themes in Global Economics* (pp. 3–37). London: Palgrave Macmillan.
- UNCTAD. (2009). Aid for trade and development. In P. De Lombaerde & L. Puri (Eds.), *Aid for Trade: Global and Regional Perspectives* (pp. 5–27). Dordrecht: Springer.
- Van Bilzen, G. (2015). *The development of aid*. Newcastle: Cambridge Scholars Publishing.
- Wright, E. O. (1994). *Interrogating inequality: Essays on class analysis, socialism and Marxism*. London: Verso.
- WTO. (2020). *Annual report 2020*. Geneva: World Trade Organization.

Atıf biçimi / How cite this article

Gülseven, Y.(2024). The role and impact of foreign aid in neoliberal development. *İktisat Politikası Araştırmaları Dergisi - Journal of Economic Policy Researches*, 11(2), 278-298. <https://doi.org/10.26650/JEPR1493680>

Interest Rate-Savings Nexus: Keynesian-Classical Debate Revisiting in OECD Economies

Faiz Oranı-Tasarruf İlişkisi: Keynesyen-Klasik Tartışmanın OECD Ekonomilerinde Yeniden Değerlendirilmesi

Abdullah Miraç Bükey¹ 

ABSTRACT

There are many factors that determine savings, especially income and consumption. However, classical and Keynesian economic theories disagree on how interest rates affect savings. According to classical theory, an increase in interest rates will increase savings, whereas, according to Keynes, it will definitely decrease it. This is because, according to Keynes, savings are a decreasing function of interest rates and an increasing function of income. In this study, the effect of GDP per capita, especially interest rates, on savings is analysed in the context of the disagreement between Classical and Keynesian economic theories by using a static panel data analysis method on a sample of 35 OECD countries. According to the findings of this study, a 1% increase in GDP per capita increases gross domestic savings by approximately 2.25%, whereas a 1-unit increase in interest rate decreases gross domestic savings by approximately 2.26%. In conclusion, in the dispute between mainstream economic theories regarding the interest-savings relationship, Keynesian theory prevails in the context of OECD countries from 1995 to 2021. In this respect, from a macroeconomic policy perspective, the focus should be on increasing total income rather than interest rates to increase savings.

Keywords: Savings, Interest, Panel data analysis, Keynesian theory, Classical theory

JEL Codes: E12, E13, E22

¹Res. Assist. Dr., İstanbul University, Faculty of Economics, Department of Economics, İstanbul-Türkiye

Corresponding author/

Sorumlu yazar: Abdullah Miraç Bükey

E-mail/E-posta: abduallahmiracbukey1@istanbul.edu.tr

Submitted / Başvuru : 07.04.2024

**Revision Requested /
Revizyon Talebi** : 31.05.2024

**Last Revision Received /
Son Revizyon** : 07.07.2024

Accepted / Kabul : 14.07.2024



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

ÖZ

Bir ulusal ekonomide tasarrufları belirleyen başta gelir ve tüketim olmak üzere birçok faktör mevcuttur. Ancak, faiz oranlarının tasarrufları nasıl etkilediği konusunda Klasik ve Keynesyen ekonomi teorileri arasında bir anlaşmazlık söz konusudur. Klasik teoriye göre faiz oranlarındaki bir artış tasarrufları artırırken, Keynes'e göre kesinlikle azaltacaktır. Çünkü Keynes'e göre tasarruflar faiz oranlarının azalan, gelirin ise artan bir fonksiyonudur. Bu çalışmada, Klasik ve Keynesyen iktisat teorileri arasındaki görüş ayrılığı bağlamında kişi başına düşen GSYH'nin ve özellikle faiz oranlarının tasarruflar üzerindeki etkisi 35 OECD ülkesi örneklemini üzerinden statik panel veri analizi yöntemi kullanılarak incelenmiştir. Çalışmanın bulgularına göre, kişi başına GSYH değişkenindeki %1'lik artış gayrisafi yurtiçi tasarrufları yaklaşık %2,25 oranında artırırken, faiz oranı değişkenindeki 1 birimlik artış gayrisafi yurtiçi tasarrufları yaklaşık %2,26 oranında azaltmaktadır. Sonuç olarak, faiz-tasarruf ilişkisine dair ana akım iktisat teorileri arasındaki tartışmada, 1995-2021 döneminde OECD ülkeleri bağlamında Keynesyen teori ağır basmaktadır. Bu bakımdan, makroekonomik politika perspektifinden bakıldığında, tasarrufların artırılması açısından faiz oranlarından ziyade toplam gelirin artırılmasına odaklanılmalıdır.

Anahtar Kelimeler: Tasarruf, Faiz, Panel veri analizi, Keynesyen teori, Klasik teori

Jel Sınıflandırması: E12, E13, E22

Introduction

Almost all countries in the world are susceptible to chronic diseases that impact their economies. Several countries face economic challenges, such as inflation, while others grapple with issues like sluggish growth, high unemployment, and current deficits.

It can be asserted that countries' economies, which can be primarily categorised into three levels of development, share certain common economic issues based on their respective development classes. In many developing economies, a savings gap exists that is significant. Key features of these countries' economies include rapid population growth rate, a low national income compared to industrialised countries, and inadequate savings and capital stock (Uluyol, 2011). In theory, a low per capita income suggests that a significant portion of the income is used for consumption, with little or no savings allocated. The paradoxical situation faced by certain developing nations compels them to confront a bottleneck in funding their economic expansion, thereby entangling them into a cycle of domestic and foreign debt. In many developing economies, a noticeable disparity between savings and investment levels, which has been a persistent issue throughout history and has intensified in recent years. The saving gap contributes to macroeconomic issues such as economic growth, employment, and current deficits in the mentioned countries. Assuming that savings are the dependent variable in the causation connection, how are they related to other economic factors? If we restrict these variables, what is the impact on savings in terms of income, particularly about interest? In theory, there is a consensus on the impact of income on savings. However, Classical and Keynesian theories differ in their views on the influence of interest on savings.

Classical Theory posits that there is a positive relationship between savings and interest rates, meaning that savings increase as interest rates increase ($S = f(I)$). In contrast, the Keynesian theory argues the contrary. The Keynesian hypothesis posits that there exists an inverse correlation between interest rates and savings ($S = f(Y)$). It argues that higher interest rates lead to reduced savings (İstekli, 2024).

This study examines the correlation between savings and interest rates, specifically focusing on OECD economies. This study focuses on the reasons why OECD countries have a limited number of empirical studies on the relationship between interest rates and savings. It also considers the time since the most recent study on this topic, conducted in 2011 by Yaraşır and Yılmaz. It is worth noting

that a more recent study conducted in 2018 in Sweden, which examined a smaller sample of 15 OECD countries, was not included in the literature review. Furthermore, the study in question was conducted from 1999 to 2007. Put simply, there is currently no recent empirical study in the literature that examines an extended period in relation to OECD nations that have recently experienced growth. Therefore, the intention behind examining the difference between Classical Theory and Keynesian theory regarding the connection between interest and saving is to provide empirical evidence and update the existing literature.

1. Conceptual and theoretical frameworks

“Saving” which is defined as the “unconsumed part of income” in the literature (Hançerlioğlu, 1993), is being compared with other concepts in both colloquial and economics literature. For instance, the concepts of saving and capital can sometimes be used interchangeably. However, capital is defined as “means of production, products or money enabling the accumulation of surplus values in industrial society” (Ülken, 1969). Based on these definitions, it can be observed that saving is a factor that determines capital.

In colloquial language, the concept of saving is rather confused with investment. For instance, while depositing under-the-mattress cash in a bank is deemed an investment in colloquial terms, it is deemed a saving strategy in terms of economics. The same issue can also be addressed when opening a foreign currency account (Eğilmez, 2015). The point to which it is required to draw attention here is the requirement that saving plays an active role in the economic activities system for it to be deemed as “saving” in the literature on economics. For instance, if gold is under-the-mattress, it is not considered saving in economic terms (Sancak, and Demirci, 2012).

According to Rist (1997), income pours on households, individuals, or legal entities just like rain drops. Plant roots immediately hold some of the rain. However, a greater portion of the rain drops is held by the soil, and it turns into large water basins that accumulate at deeper layers of the ground. The benefit of underground water is sensed when it comes out of the ground. Just like this, while a portion of income is consumed immediately, the remaining portion is saved and is kept in the inactive part of the economy. The value of such savings can only be understood if they turn to investment, just like the outflow of water from the ground. In other words, the savings do not have the power to determine production and capital stock by themselves. Production and capital stock is possible by the transformation of savings to investments. At this point, investment may be deemed as kinetic energy, and saving may be deemed as potential energy. Then, idle state and the loss of savings without being transformed into real investment is a great waste and loss for a country’s economy.

Rist (1997), after explaining the concept of saving with an interesting simile, divided it into productive and reserve saving. And then by dividing the markets into two categories, money and financial markets, he associated these markets with the two types of saving. Among these, productive saving causes the establishment of new enterprises and increases production and productivity in agriculture and industry. New factories, machines, and infrastructure operations may be indicated as examples of productive saving. The type of saving that directly increases the welfare of a country’s economy is productive saving.

Reserve saving is one in which a portion of income is allocated as caution with the motive of keeping in reserve. When considered from a macroeconomic perspective, such savings enter circulation in the loanable fund market with the purpose of lending. However, because they are lent on a short-term and temporary basis, their period of immobilisation is short. For this reason, financial institutions,

such as banks and stock exchanges, are required for reserve savings to enter circulation and to be immobilised rapidly (Rist, 1997). Thus, Rist associates productive saving with financial markets as long-term and reserve saving with money markets as short-term.

The Theory of Saving is not examined in the literature of economics. For instance, Classical economic theory analyzes savings under the Theory of Interest. According to Classical Theory, interest functions as a means enabling savings to be reintroduced into the economy as investment in cases when Say's Law does not operate, in other words, when oversaving occurs. Namely, interest undertakes the duty of equalising the supply of savings and investment demand (Öztürk and Durgut, 2011).

From a different perspective, Classical economists deem interest as the consideration of desisting from current consumption and preferring future consumption, and consequently, as saving current income. In other words, through the interest mechanism, individuals distribute their income within the framework of utility maximisation in between their current and future consumption. Therefore, saving becomes an increasing function of interest (Yıldırım et al., 2012).

Accordingly, in Classical theory, an increase in interest rates increases savings while decreasing current consumption. The disagreement between Classical Theory and Keynesian Theory regarding saving arises at this point. In *General Theory*, a work by John Maynard Keynes published in 1936, he claims that interest has an effect contrary to the common belief in determining savings. Keynes, while accepting the increasing interest rates' tendency to decrease current consumption, asserts that they will decrease savings, contrary to the Classical School. The basis for this claim is as follows: An increase in interest rates will decrease investments. Subsequently, income will also decrease, and accordingly, savings will also decrease (Keynes, 2010). According to Keynes, the primary source of saving is income (Eğilmez, 2009). Namely, according to Keynesian School, savings are an increasing function of income and not of interest.

According to Keynes, the causes pushing people to save are requirements of taking measures in the face of unexpected incidents, meeting future needs, being able to make more expenditure with the purpose of increasing welfare, generating more income by directing the idle funds to investment, improving the sense of self-confidence, being involved in speculative activities, bequeathing for descendants, satisfying greed, and preventing stinginess (Çetin, 2013). When these issues are examined, it is seen that Keynes addresses saving decisions within the framework of expectations and uncertainties, which are the new elements introduced to the theory of economics. According to this, people make their decisions regarding future uncertainties not by mathematical calculations but by basic instincts and intuitions (Duman Yavuz and Tokucu, 2006).

Acceptance or rejection of Say's Law lies on the basis of this discussion between Classical Economy and Keynesian Economy. Classical economists, along with accepting that a part of the income will not be spent, claim that this unspent part of the income, defined as saving, will definitely transform into an investment demand pursuant to Say's Law (Akçay, 1997). Keynes asserts that the interest mechanism, which has critical importance at this point, is not enabling the equilibrium of investment and saving, claims the presence of underemployment and thus the dysfunction of Say's Law. According to Aydın (2013), there is no mechanism enabling the referred equilibrium (Aydın, 2013).

Consequently, in the theory of economics, while Classical theory guarantees the savings and investment equilibrium within the framework of Say's Law, it claims that the mechanism enabling this is the presence of a reverse relationship between interest and savings as a function of the interest

rate of saving (Aydın, 2015). Keynes, under the assumption that Say's Law is invalid and that the economy is at equilibrium in the case of underemployment, expresses that he has no doubt regarding that an increase in interest rates will affect savings in the direction of a decrease (Keynes, 2010).

2. Literature review

In the empirical literature, various studies have been conducted regarding the relationship between interest and savings. Empirical literature on this subject will be presented chronologically, considering the years of the studies. Moreover, as the variable of "income" will be included as a control variable in the econometric model to be established in the study, the studies scrutinising the relationship between income and savings will be considered in the literature review. The empirical literature determined because of the review will be summarised in a table.

Edwards (1996) examined special and public savings using data on 36 countries from different geographies such as Türkiye, Germany, and Cameroon, and by especially emphasising the Latin American countries. According to the findings of the panel data study performed based on the period of 1970-1992, while the variable of income per capita was significant and positive, whereas the variable of real interest was insignificant and negative.

Callen and Thimann (1997) examined the effect of taxation and social security systems on household savings in 21 OECD countries based on the period of 1975-1995. According to the panel regression results of this study, in which short-term real interest rates were used as the control variable, an increase of 1 basis point in interest rates increased household savings by 0.06 units.

Masson et al. (1998), in their study in which they searched the determinant factors of special savings, considered the period of 1971-1993 as basis for 21 industrialised countries, and the period of 1982-1993 as basis for 40 developing countries, including. According to the results of this study, in which both time series and cross-sectional data methods were used, a significant and positive relationship was determined between the dependent variable of special savings / GDP and the independent variables of GDP growth and real interest rates.

Loayza (2000) examined the factors determining special savings for the economies of 150 countries based on the period of 1965-1994. According to the results of the study in which panel data analysis was used, there was a significant and positive relationship between personal income and special savings.

Athukorala and Sen (2001) examined the determinants of special savings in the economic development process of India within the framework of the lifecycle hypothesis. According to the findings of the study, which covered the period of 1954-1998, and which was modelled by the time series analysis, while a 1% increase in income per capita increased the special savings at a rate of 0.09%, a 1% increase in real interests increased the special savings at a rate of 0.20%. In other words, the relationship indicates a positive correlation between both variables.

Hallaq (2003) examined the factors determining special savings regarding the economy of Jordan for the period of 1976-2000. According to the findings of the study, while there was a positive relationship between special savings and GDP and income per capita, the effect of real interest on savings was insignificant.

In the study by Özcan et al. (2003), the period of 1968-1994 was examined by considering the case of Türkiye. According to the findings of the study, which was modelled by deeming special savings as the dependent variable, income level and real interest rates as independent variables, and

using the least squares method, it was determined that income level had a positive effect on special savings, and real interest rates were statistically insignificant.

Pelgrin (2003) examined the determinants of declining saving rates in 15 OECD countries in the 1990s by dynamic panel regression analysis. According to the results of the study, which was based on the period of 1970-2000, it was found that 1 point of increase in real interest rates decreased the share of saving in GDP by 0.331 units.

Dirschmid and Glatzer (2004) examined the factors determining the savings in the economy of Austria by the time series analysis. According to the result of the study, which was based on the period of 1960-2002, while 1% growth in income increased savings by 0.61% in the short term and by 0.97% in the long term, a 1% increase in real interests increased savings by 0.69% in the short term and by 1.16% in the long term. In other words, the effect of an increase in both income and interest on savings is positive.

Çağlayan (2006) examined the effect of inflation, interest, and growth rates on domestic savings using the ARDL bound test method. According to the findings of the study, which was performed based on the data of Türkiye's economy in the period of 1970-2004, the variables of interest and growth were positively affecting domestic savings.

Ramajo et al. (2006) scrutinised the determinants of special savings in 21 OECD countries by panel data analysis. According to the findings of the study based on the period of 1964-2001, the growth in income had significant and positive effect on savings.

Bhandari et al. (2007) examined the determinants of private sector savings of 5 Southern Asian countries (Bangladesh, India, Nepal, Pakistan, and Sri Lanka) by time-series and panel data analysis for each country. According to the panel data analysis results of the study based on the period of 1976-2001, while 1 unit of increase in income per capita increased private sector savings by 0.13 units, the effect of real interest rates on special savings was found to be statistically insignificant.

Ekinci and Gül (2007) examined the relation between domestic saving and economic growth rates in Türkiye. In this study, it is based on the period of 1960-2004, and a vector error correction model, co-integration techniques, and causality analysis methods were used. According to the results of the study, a long-term relationship was determined between growth and saving rates, and a causal relationship between economic growth and domestic savings was found.

Agrawal et al. (2009) examined the factors affecting the domestic savings regarding 5 South Asian countries (India, Pakistan, Sri Lanka, Bangladesh, and Nepal) based on the period of 1960-2005. According to the findings of the study, which was conducted with a specific time series analysis for each country, the increase in per capita income positively affected savings rates, while real interest rates positively, albeit insignificantly, affected savings rates for two countries and negatively for three countries.

Düzgün (2009) analysed the determinants of special savings in Türkiye based on the period of 1987-2007 by the use of regression model. This study concluded that the increases in money supply and interest rates negatively affected special savings.

Yaraşır and Yılmaz (2011) examined by dynamic panel data analysis method the determinants and effects of special savings for 20 OECD countries based on the period of 1999-2007. According to the findings of this study, the effect of growth rate per person and real interest rates on special savings was found to be statistically insignificant.

Nabar (2011) examined the relationship between savings and interest rates in urban areas in China, based on the period of 1996-2009. According to the result of the study in which the dynamic panel

data analysis method was used, 1 point of increase in real interests decreased the savings by 0.167 units.

Raza and Atiyasaeed (2017) examined the relationship between interests and savings for the economy of Pakistan by the use of regression model established by the least squares method. According to the result of the study, in which interest rates on deposit and savings data for Pakistan's economy for the period of 2002-2016 was used, 1 point of increase in interest rates decreased savings by 1.07 units. In other words, the relationship between interest and saving was determined as negative.

Özlale and Karakurt (2012), in their study of the causes of the savings gap in Türkiye based on the period of 1987-2010, used regression analysis. According to the findings of the study, while the increases in savings interest on deposits affected savings in a positive direction, loans provided to the private sector affected the same in a negative direction.

Özcan and Günay (2012) established a special saving model for factors determining special savings in Türkiye based on the period of 1975-2006. According to the findings of the model determined by the time series analysis method, the relationship between income and savings was statistically insignificant.

Gök (2014) examined the factors that determine special savings in Türkiye using a time series analysis method. According to the findings of the study, which was performed based on the period of 1985-2010, it was determined that among the factors determining special savings, income had a positive effect, and interest had a negative effect.

In the study performed by Barış and Uzay (2015) study, the relationship between domestic savings and economic growth was examined in the context of Türkiye's economy based on the period of 1960-2012 by the use of Johansen cointegration analysis, Granger causality test and Toda-Yamamoto causality test. It was observed by the findings of the study that economic growth and thus the increase in income increased domestic savings and supported the life-cycle hypothesis.

Hamarat and Özen (2015) tested the variables affecting the saving preferences in Türkiye by the canonical correlation analysis. In this study, it was determined that high income is a factor that increases savings.

Table 1: Literature Summary

Author Name	Country Group/Period	Method	Findings
Edwards (1996)	36 Countries from Different Geographies/1970-1992	Panel Data Analysis (Panel Regression)	0
Callen and Thimann (1997)	21 OECD Countries/1975-1995	Panel Data Analysis (Panel Regression)	+
Masson et al. (1998)	21 Industrialised Countries-40 Developing Countries/1971-1993-1982-1993	Panel Data Analysis	+
Loayza (2000)	Different 150 countries	Panel Data Analysis	+
Athukorala and Sen (2001)	India/1954-1998	Time Series Analysis	+
Hallaq (2003)	Jordan/1976-2000	Time Series Analysis	0
Özcan et al. (2003)	Türkiye/1968-1994	Time Series Analysis	0
Pelgrin (2003)	15 OECD Countries/1970-2000	Panel Data Analysis	-
Dirschmid and Glatzer (2004)	Austria/1960-2002	Time Series Analysis	+
Çağlayan (2006)	Türkiye/1970-2004	Time Series Analysis	+
Ramajo et al. (2006)	21 OECD Countries/1964-2001	Panel Data Analysis	+(Income)
Bhandari et al. (2007)	5 Southeast Asian countries (Bangladesh, India, Nepal, Pakistan, and Sri Lanka)	Time Series Analysis (A Specific Model for Each Country)	0
Ekinci and Gül (2007)	Türkiye/1960-2004	Time Series Analysis	Causal Relationship (+/-)
Agrawal et al. (2009)	5 South Asian Countries (India, Pakistan, Sri Lanka, Bangladesh, and Nepal)/ 1960-2005	Time Series Analysis (A Specific Model for Each Country)	0 (for 2 Countries), - (for 3 Countries)
Düzgün (2009)	Türkiye/1987-2007	Time Series Analysis	-
Yaraşır and Yılmaz (2011)	20 OECD Countries/1999-2007	Panel Data Analysis	0
Nabar (2011)	China/1996-2009	Time Series Analysis	-
Raza and Atiyasaeed et al. (2017)	Pakistan/2002-2016	Time Series Analysis	-
Özlale and Karakurt (2012)	Türkiye/1987-2010	Time Series Analysis	-
Özcan and Günay (2012)	Türkiye/1975-2006	Time Series Analysis	0 (Income)
Gök (2014)	Türkiye/1985-2010	Time Series Analysis	-
Barış and Uzay (2015)	Türkiye/1960-2012	Time Series Analysis	+
Hamarat and Özen (2015)	Türkiye/2010	Cross-Sectional Data Analysis	+(Income)

Note: "0" in the finding column means statistically insignificant.

It is observed that the literature review provides different results. In this respect, it can be said that there is also a difference and discussion in the empirical literature, as in the theoretical dimension. In other words, regarding the sense of interest and saving relationship, the results of empirical studies differ according to the dimensions of sample and time, and the results support both Classical theory and Keynesian theory. Moreover, according to the results of some studies, the referred relationship was found to be statistically insignificant. The weighted distribution of the three results (positive, negative, and insignificant) regarding this relationship is very close to each other. Namely, the results of 6 of the studies that empirically examined the interest-savings nexus and included in the literature review were found to be positive, 5 were found to be negative and 5 were found to be insignificant. Thus, it is difficult to determine which result is outweighing the literature. In this

respect, the discussion of the theoretical ground for the interest–saving relationship is also present in the empirical dimension.

3. Findings of the study

3.1. Method

The variables used in this study were scrutinised by panel data analysis (Gujarati, 2004), in which cross-sectional data, expressing the data obtained from different units in a single timeframe, and time series data, expressing the data obtained from only a single unit in different timeframes, were used together. Panel data analysis, despite having some constraints, such as the error term generally being deviant, lack of data for some countries, and shortness of time dimension (Yerdelen Tatoğlu, 2018), has some advantages, such as rapid development of its theory and estimation methods (Greene, 2003), allowance of the use of more data due to being two-dimensional in terms of both unit and time, performance of estimations with higher degrees of freedom (Önder, 2017), elimination of the problem of multicollinearity, elimination of problems arising from specification error (Baltagi, 2005), and establishment of more extensive models (Yerdelen Tatoğlu, 2012).

The general equation of linear panel data models is as follows (Yerdelen Tatoğlu, 2012):

$$Y_{it} = \alpha_{it} + \beta k_{it} X k_{it} + \varepsilon_{it} \quad i = 1, 2, \dots, N; t = 1, 2, \dots, T \quad (1)$$

In eq. (1), Y is the dependent variable, X is the independent variable, α is the constant parameter, β is the inclination parameter, and ε is the error term. The sub-index of i expresses the dimension of the cross-section, such as the country, city and company; and the sub-index t expresses the dimension of time, such as year, month, and day (Hsiao, 2003).

Panel data models are generally divided into three categories as unidirectional models, in which constant parameter changes only as per unit or time (as specified in the sub-indices), bidirectional models, in which it changes as per both units and time, and classical models, in which it does not change as per unit or time. The referred models are estimated using three different methods: pooled classic model, fixed effects model, and incidental effect model (Sheytanova, 2014).

Within this frame, primarily, whether the effects of unit and time were valid or not was tested at the model preference stage, and if both effects were invalid, the classical model was used. However, if the presence of the effects of unit and/or time was determined, it would be decided on either the fixed-effects model or the random-effects model using the Hausman test. Then, the deviations from econometric assumptions were tested, and if deviations from the assumption were present, they were corrected, and subsequently, the model was interpreted in statistical and economic terms.

3.2. Variables and Dataset

Primarily, the reason for preference of the gross domestic savings series, as representing the saving variable, was that it is the most extensively used data set in literature studies regarding savings on a macroeconomic basis. For the interest rate variable, long-term interest rates for Luxembourg for the period 1995-1998 and Lithuania for the period 2005-2021 (maturities up to 2 years) had to be preferred due to a lack of data. With this exception, the cause of preference for short-term interests, as an interest variable, was that their flexibility against policy interests is higher than that of long-term interest rates, and thus, there is relatively greater control of monetary policy authorities. Moreover,

the annual basis of data used in econometric analysis makes the effect of the short-term status of interest rates—which are the independent variable—more significant on the saving rates—which are the dependent variable. Lastly, the main cause of preference for income, which was selected as the control variable, over local currencies in GDP per capita was domestic savings mostly over local currencies on the basis of countries. In other words, in the econometric model, the use of two independent variables—as one being the control variable—as against the dependent variable was deemed sufficient at the point of examining the relationship between interest and saving, which is the motivation of the study.

In light of these explanations, detailed information on the variables and databases can be provided. The dependent variable indicates current domestic savings in local currency. This variable is obtained from The World Bank's World Development Indicators (WDI) data bank and obtained by subtracting total consumption from GNP and adding net transfers to that. In addition, the variable is formed by the special saving data.

Regarding the independent variables, the interest rate variable for Chile, Hungary, Lithuania, Luxembourg, Mexico, Slovenia, Slovakia, Switzerland, and Türkiye was obtained from the International Financial Statistics (IFS) database of the International Monetary Fund (IMF), which has been active since January 1948; for Estonia, from the Estonian Central Bank (Eesti Pank), and for Japan, from the Bank of Japan (BoJ). In the rest of the countries, the interest rate variable is obtained from the Monthly Monetary and Financial Statistics (MEI) database of the Organisation for Economic Co-Operation and Development (OECD) and reflects interest rates with maturities less than 1 year.

The final variable of per capita GDP was again obtained from The World Bank's World Development Indicators (WDI) database and derived by dividing the GDP by the total population in the midyear. The data referenced were calculated in local currencies using fixed prices.

Table 2 presents the descriptive statistics of these variables.

Table 2: Variables and Descriptive Statistics

Variable	Obs.	Mean	Std. Dev.	Min.	Max.
Saving	945	26.29301	2.608257	20.1408	34.23721
Income	945	11.47569	2.032198	8.400393	17.42706
Interest	945	4.343607	9.61927	-2	183.2

The dataset covers the years 1995-2021 and includes statistics from 35 OECD nations.¹ The data is collected annually. The model incorporates savings and income variables in logarithmic form. However, the interest rate variable is excluded because of the presence of negative values. The mathematical expression representing the semi-logarithmic panel data model is provided in eq. (2) as follows:

$$\text{Log}(\text{Saving})_{it} = \alpha_{it} + \beta_{0it}\text{Log}(\text{Income})_{it} + \beta_{1it}\text{Interest}_{it} + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

¹ Although the organisation consisted of 36 countries, Latvia was removed from the model due to insufficient data.

3.3. Empirical findings

The main objective of this study was to investigate the impact of unit and time effects on the relationship between GDP per capita and interest, which influence gross domestic savings in OECD countries. This was done using the Panel Data Analysis Method. The co-presence of the effects of unit and time was initially examined using the Maximum Likelihood Estimator (LR Test). The variable M_i represents the effect of unit, and the variable X_t represents the effect of time on determining the consequences.

Table 3: Co-Testing of the Effects of Unit and Time: Maximum Likelihood Test

Test Statistic	Probability Value
3276.41	0.0000

$H_0: M_i=X_t=0$
 $H_1: At least one different from 0.$

Based on the findings presented in Table 3, the null hypothesis H_0 , which states that unit and time effects are equal to zero, was rejected with a 95% confidence level. Simply put, the model exhibits either the unit effect, time effect, or both. This outcome suggests that the model does not conform to classical effects but rather falls into either a fixed-effects or random-effects model. It is necessary to test the effects of unit and time separately in this scenario. The LR (Likelihood Ratio) test, LM (Breusch-Pagan Lagrange Multiplier) test, and F-tests were used to separately examine the effects of unit and time.

Table 4: Testing the Effect of Unit: F, LR, and LM

Test's Name	Test Statistic	Probability Value
F	1133.01	0.0000
LR	3238.47	0.0000
LM	11083.41	0.0000

$H_0: M_i=0$
 $H_1: M_i \neq 0$

The results of the F, LR, and LM tests in Table 4 strongly reject H_0 , which assumed that the effect of the unit was 0. This rejection was based on all probability values being 0 at a 95% confidence level. Simply put, the model's analysis determined that the unit had an observable effect.

Table 5: Effect of Time: F, LR, and LM

Test's Name	Test Statistic	Probability Value
F	0.97	0.5020
LR	0.00	1.0000
LM	0.00	1.0000

H₀: $M_t=0$
H₁: $M_t \neq 0$

Based on the test results presented in Table 5, the null hypothesis (H_0) that states there is no effect of time cannot be rejected at the 95% confidence level. In other words, the analysis determined that the time variable did not have any effect on the model. The probability values, which were consistently close to 1, strongly indicate that the effect of time was firmly dismissed.

Based on the results of the F, LR, and LM tests, it was concluded that the model is unidirectional, meaning that the effects of time is absent while the effect of unit is present. The Hausman test was used in the model to determine whether the independent variables were correlated with the current effect of the unit.

Table 6: Selection of Model: Hausman Test

Test Statistic	Probability Value
169.48	0.0000

H₀: Fixed-effects model, consistent; Random-effects model, effective
H₁: Fixed-effects model, consistent; Random-effects model, inconsistent.

The Hausman test results in Table 6 rejected the hypothesis H_0 , indicating that the fixed-effects model was inconsistent and the random-effects model was not effective. Therefore, the alternative hypothesis, which supports the consistency of the fixed-effects model, should be supported. Therefore, the unidirectional fixed-effects model was chosen as the model for the investigation.

In panel data models, it is assumed that the error term is uncorrelated as constant variance (homoscedastic), periodical, and spatial within the unit and among units, and that it is uncorrelated among units (Yerdelen Tatoğlu, 2013). Then, the presence of deviations from the referred assumptions should be tested, and if present, such deviations should be corrected. From among the deviations from the assumption, I tested the initially heteroscedasticity using the modified Wald test.

Table 7: Testing of Heteroscedasticity: Modified Wald

Test Statistic	Probability Value
37374.27	0.0000

H₀: Heteroscedasticity is not present.
H₁: Heteroscedasticity is present.

According to the Modified Wald Test results provided in Table 7, hypothesis H_0 , suggesting that “Heteroscedasticity is not present”, was rejected at a confidence level of 95%. Therefore, heteroscedasticity is present in the model.

Table 8: Testing of Autocorrelation: Durbin-Watson Test of Bhargava, Franzini, and Narendranathan, and Locally Best Invariant Test of Baltagi-Wu

Test's Name	Tests Statistics
Durbin-Watson Test of Bhargava, Franzini, and Narendranathan	0.40
Locally Best Invariant Test of Baltagi-Wu	0.61

H_0 : Autocorrelation is not present.

H_1 : Autocorrelation is present.

Regarding the autocorrelation test, only the test statistics were present, and the probability values were not calculated in both tests. Although critical values are not given in the literature, it is assumed that the autocorrelation is significant if the test statistics are less than 2 (Yerdelen Tatoğlu, 2013, p. 214). According to the results of Durbin-Watson Test of Bhargava, Franzini, and Narendranathan, and Locally Best Invariant Test of Baltagi-Wu provided in Table 6, it can be said that autocorrelation is present.

Table 9: Effect of Time: F, LR, and LM

Test's Name	Test Statistic	Probability Value
Pesaran Test	20.114	0.0000
Friedman Test	147.000	0.0000
		Critical Values
		10%: 0.0958
Frees Test	9.061	5%: 0.1248
		1%: 0.1794

H_0 : Correlation is not present among units.

H_1 : Correlation is present among units.

According to the results of the Pesaran, Friedman, and Frees Tests provided in Table 9, the hypothesis H_0 , assuming that correlation is not present among the units, was rejected at a confidence level of 95% as the probability values were less than 0.05. According to the results of the Frees test, hypothesis H_0 was again rejected because the test statistic was larger than the critical values. In other words, correlation is also present among units in the model.

Consequently, as a result of testing deviations from the assumption, the presence of autocorrelation and correlation deviations among units was determined in the model. The analysis results were obtained using the use of Driscoll-Kraay estimator which is robust against the deviations referred to from the assumption.

Table 10: Results of Driscoll-Kraay Estimator

	Coefficients	Text Driscoll-Kraay Standard Errors	t-Statistics	Probability Value
Constant	0.599867	1.835718	0.33	0.746
GDP per Capita	2.247476*	0.1569028	14.32	0.000
Interest	-0.0226069*	0.0091563	-2.47	0.020
Number of Observations	F-Test Statistics	Probability Value	R ²	
945	1439.68	0.0000	0.8165	

According to Table 10, as the F-test of the final model, in which all three deviations from the assumption were corrected by the robust Driscoll-Kraay estimator, was statistically significant, it was completely significant. When the t-tests are scrutinised, it is being observed that two independent variables are significant, excluding the constant coefficient, at a confidence level of 95%. According to determination coefficient (R²), approximately 82% of the changes arising in the dependent variable of gross domestic savings can be explained by the independent variables of short-term interests and national income per capita included in the model. Approximately 18% of the changes in the dependent variable of gross domestic savings can be explained by variables not included in the model. The high coefficient of determination indicates that income and interest rate variables are important determinants of saving.

Because the independent variables GDP per capita and interest rate are statistically significant, coefficient interpretations of these variables can be made. The constant coefficient is statistically insignificant. The fact that the constant coefficient is positive contradicts the theoretical background. This occurs because when income is zero, consumption is financed either by borrowing or by dissolving savings from previous periods. Therefore, the fact that the constant coefficient is positive but statistically insignificant is a healthy result in terms of economic theory.

An increase of 1% per capita in income increases gross domestic savings by approximately 2.25%. Consequently, this supports Keynesian theory. In Keynesian theory, the main source of savings is income, and savings are an increasing function of income.

A 1-unit increase in interest reduces gross domestic savings by approximately 2.26%. This result in the model supports the dissertation of Keynesian theory, which is opposite to classical theory claiming that increases in interest rates will decrease savings in the context of OECD countries based on the period of 1995-2017 (Keynes, 2010).

The empirical findings of this study are similar to some studies and dissimilar to others when compared with the results of studies in literature addressing the relationship between income and savings, especially the relationship between interest and savings. As specified in the conclusion section of the literature review, the results of empirical studies in literature nearly have an equal distribution in the context of classical theory and Keynesian theory. In this respect, the empirical results of this study corroborate studies that support Keynesian theory as specific to the relationship between interest and saving.

Conclusion

In the field of economics, there is a divergence of opinion between Classical Theory and Keynesian theory regarding the determinants of savings, as well as on various other matters. Classical theory claims that the relationship of interest among the factors determining savings is in a positive direction, and in other words, saving is an increasing function of interest. Keynesian theory is also sure that increases in interest rates will diminish savings.

Incorporating this divergence of viewpoints, the study employed an econometric model utilising Panel Data Analysis to examine a sample of 35 OECD nations from 1995 to 2021. The Static Panel Data Analysis Method was chosen as a technique to prevent data loss because the time dimension of the dataset is quite short, and the use of Dynamic Panel Data methods would result in data loss due to differencing processes. The econometric model discussed uses gross savings as the dependent variable, whereas GDP per capita and interest rates are chosen as independent variables. The distinguishing factor of this study in the literature is the absence of empirical research that investigates the correlation between income, interest, and savings within the framework of both Classical Economic Theory and Keynesian Economic Theory. Furthermore, this study stands out because it focuses on referral connections among OECD nations prior to 2000. Moreover, due to the reduced number of member countries before 2000 compared to the present, the samples used in the aforementioned studies are also smaller. The distinguishing features of this study, in comparison to other studies, include a comprehensive examination of the theoretical connection between income, interest, and saving, a longer and more current reference period, and a larger sample size resulting from the inclusion of additional member countries of the OECD. According to the findings of panel data analysis, while the effect of the variable of GDP per capita on savings was in positive direction, as expected by the literature of economics, and by the results of literature, the effect of the variable of interest—which is the main discussion focus of the study—was in negative direction. At this point, the analysis in the subject supports Keynes' assertion that an increase in interests will lead to a decline in savings. Furthermore, as also assessed by the result of the empirical literature review, the relationship between interest and saving provides different results in the empirical dimension, as in the theoretical ground. The results of the relationships referenced in different reference periods and for different sample sizes are also numerically close and may be deemed a reflection of the theoretical dispute in the empirical field. Enlightening this part more both theoretically and empirically may be rendered possible by addressing more reference periods and sample sizes and by assessing the

results in accordance with the economic and social structure of each period and each country by associating the results in regional and spatial dimensions.

Consequently, at the point of increasing savings as specific to 35 OECD countries, the implementation of expansionary monetary and fiscal policies that primarily increase investments and income (also considering the crowding out effect), keeping interest rates as low as possible within the bounds of possibility of both real and financial markets in the context of expansionary monetary policies, and driving expectations in a positive direction by establishing stability and trust in both real and financial markets may be adopted as a strategy. Moreover, suggestions such as improving the individual pension system, which will promote savings, increasing financial depth by diversifying financial instruments, export incentives for increasing GDP, employment support packs for increasing personal saving on a micro basis, increasing real wages by decreasing inflation to reasonable levels, and supporting all kinds of policies for increasing the income of lower-income groups whose tendency for saving is low may be considered in the context of the findings of the study.

Peer Review: Externally peer-reviewed.

Conflict of Interest: Author declared no conflict of interest.

Financial Disclosure: Author declared no financial support.

ORCID:

Abdullah Miraç Bükey 0000-0002-5483-9077

REFERENCES / KAYNAKLAR

- Agrawal, P., Sahoo, P. and, & Dash, R. K. (2009). Saving behaviour in South Asia. *Journal of Policy Modelling*, 31, 208-224. <http://dx.doi.org/10.1016/j.jpolmod.2008.11.002>
- Akçay, M. A. (1997). *Para politikası araçları Türkiye ve çeşitli ülkelerdeki uygulamalar*. T.C. Başbakanlık Devlet Planlama Teşkilatı.
- Athukorala, P., & Sen, K. (2001). The determinants of private saving in India. *World Development*, 32(3), 491-503. <http://dx.doi.org/10.1016/j.worlddev.2003.07.008>
- Aydın, Y. (2013). Say Yasası: Keynes'in yorumu ve son dönem tartışmaları. *İstanbul Üniversitesi İktisat Fakültesi Mecmuası*, 63(1), 81-130.
- Aydın, Y. (2015). Keynes'in parasal faiz teorisi. *Trakya Üniversitesi Sosyal Bilimler Dergisi*, 17(1), 207-224.
- Baltagi, B. H. (2005). *Econometric analysis of panel data (2th Ed.)*. John Wiley & Sons Ltd.
- Bank of Japan, Statistics, from: <https://www.boj.or.jp/en/statistics/category/rate.htm>
- Bariş, S., & Uzay, N. (2015). Yurtiçi tasarruflar ve ekonomik büyüme arasındaki ilişki: Türkiye örneği. *Erciyes Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*, 46, 119-151.
- Bhandari, R., Dhakal, D., Pradhan, G., & Upadhyaya, K. P. (2007). Determinants of private saving in South Asia. *South Asia Economic Journal*, 8(2), 205-217. <http://dx.doi.org/10.1177/139156140700800202>
- Callen, T., & C. Thimann (1997). Empirical determinants of household saving: evidence from OECD countries. *IMF Working Paper*, Asia and Pacific Department, WP/97/181.
- Çağlayan, E. (2006). Enflasyon, faiz oranı ve büyümenin yurtiçi tasarruflar üzerindeki etkileri. *Marmara Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*, 21(1), 423-438.

- Çetin, B. I. (2013). *İktisadi sistemler bağlamında gelir dağılımı-kredi ekonomisi ilişkisi ve Türkiye*. Çalışma Ve Sosyal Güvenlik Eğitim Ve Araştırma Merkezi Yayınları.
- Dirschmid, W., & Glatzer, E. (2004). Determinants of the household saving in Austria. *Monetary Policy & The Economy*, 4, 25-38.
- Duman Yavuz, S., & Tokucu, E. (2006). Post Keynesyen iktisat ve belirsizlik. *Marmara Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*, 21(1), 147-161.
- Düzgün, R. (2009). Türkiye’de özel tasarrufun belirleyicileri. *Erciyes Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*, 32, 173-189.
- Edwards, S. (1996). Why are Latin America’s savings rates so low? An international comparative analysis. *Journal of Development Economics*, 51(1), 5-44.
- Eestpi Pank. (2023). *Statistical Indicators*, from: <https://statistika.eestipank.ee/#/en/p/FINANTSSEKTOR/889>
- Eğilmez, M. (2009). *Makro ekonomi Türkiye’den örneklerle*. Remzi Kitabevi.
- Eğilmez, M. (2015). *Yatırım ve tasarruf denince ne anlıyoruz?*, from: <http://www.mahfiegilmez.com/2015/08/yatrm-ve-tasarruf-deyimlerini-dogru.html>
- Ekinci, A., & Gül, E. (2007). Türkiye’de yurtiçi tasarruflar ve ekonomik büyüme arasındaki ilişki: Uygulamalı bir analiz (1960-2004). *Dumlupınar Üniversitesi Sosyal Bilimler Dergisi*, 19, 167-184.
- Gök, A. (2014). A time series analysis of the determinants of private savings in Turkey. *Afro Eurasian Studies Journal*, 3(1), 5-25.
- Gujarati, D. N. (2004). *Basic econometrics*, 4th Edition, McGraw-Hill Companies.
- Hallaq, S. (2003). Determinants of private saving: the case of Jordan (1976-2000). *Journal of King Saud University*, 15, 83-94.
- Hamarat, B., & Özen, E. (2015). Türkiye’de tasarruf tercihlerini etkileyen değişkenlerin kanonik korelasyon analizi ile belirlenmesi. *Journal of Life Economics*, 1, 47-74.
- Hançerlioğlu, O. (1993). *Ekonomi sözlüğü*. 5. Basım, Remzi Kitabevi.
- Hsiao, C. (2003). *Analysis of panel data*, second edition, Cambridge University Press.
- International Monetary Fund. (2023). *International Financial Statistics (IFS)*, from: <https://data.imf.org>
- İstekli, M. (2024). Türkiye yakın tarihinde tasarruf açığı ve günümüz tasarruf eğilimleri. *Journal of Economic Research Foundation*, 1(1), 28-37.
- Keynes, J. M. (2010). *Genel teori*. 2. Basım, Uğur Selçuk Akalın (translator), Kalkedon Yayınları.
- Loayza, N., Schmidt-Hebbel, K., & Serven L. (2000). What drives private saving across the world. *The Review of Economics and Statistics*, 82(2), 165-181.
- Masson, P. R., Bayoumi, T., & Samiei, H. (1998). International evidence on the determinants of private saving. *World Bank Economic Review*, 12(3), 483-501.
- Nabar, M. (2011). Targets, interest rates, and household saving in urban China. *IMF Working Paper*, Asia and Pacific Department, WP/11/223.
- Özcan, K. M., & Günay, A. (2012). *Türkiye’de özel tasarrufları belirleyen unsurlar*. Türkiye Ekonomi Kurumu.
- Özcan, K. M., Günay, A., & Ertaç, S. (2003). Determinants of private savings behaviour in Turkey. *Applied Economics*, 35, 1405-1416. <http://dx.doi.org/10.1080/0003684032000100373>
- Özlale, Ü., & Karakurt, A. (2012). Türkiye’de tasarruf açığının nedenleri ve kapatılması için politika önerileri. *Bankacılar Dergisi*, 83, 1-33.
- Öztürk, N., & Durgut, D. (2011). Faiz oranlarının belirleyicileri: Türkiye için ampirik bir analiz. *Uluslararası Alanya İşletme Fakültesi Dergisi*, 3(1), 117-144.
- Pelgrin, F., & De Serres, A. (2003). The decline in private saving rates in the 1990s in OECD countries: How much can be explained by non-wealth determinants. *OECD Economic Studies*, 36, 117-153.

<http://dx.doi.org/10.2139/ssrn.369260>

- Ramajo, J., A. Garcia, & Ferre, M. (2006). Explaining aggregate private saving behaviour: New evidence from a panel of OECD countries. *Applied Financial Economics Letters*, 2, 311-315. <http://dx.doi.org/10.1080/17446540600675582>
- Raza, H., & Hena Atiyasaheed, S. (2017). The effects of interest rate, on savings and deposits in Pakistan. *International Journal of Business and General Management (IJGBM)*, 6(6), 67-74. <https://ssrn.com/abstract=3091575>
- Rist, C. (1997). Tasarruf teorisi. Bedri Gürsoy (translator), *Ankara Üniversitesi Siyasal Bilgiler Fakültesi Dergisi*, 2(1), 166-181.
- Sancak, E., & Demirci, N. (2012). Ulusal tasarruflar ve Türkiye’de sürdürülebilir büyüme için tasarrufların önemi. *Ekonomik ve Sosyal Araştırmalar Dergisi*, 8 (2), 159-198.
- Sheytanova, T. (2014). *The accuracy of the Hausman test in panel data: a Monte Carlo*, from: <http://oru.diva.portal.org/smash/get/diva2:805823/FULLTEXT01.pdf>.
- Uluçol, O. (2011). Türkiye’de ailelerin tasarruf yapma alışkanlıkları ve tasarrufları değerlendirme yöntemleri üzerine bir araştırma. *Elektronik Sosyal Bilimler Dergisi*, 10(35), 167-179.
- Ülken, H.Z. (1969). *Sosyoloji sözlüğü*. Talim ve Terbiye Dairesi Yayınları.
- World Bank Group. (2023). *DataBank-World Development Indicators*, from: <https://data.worldbank.org/>
- Yaraşır, S., & Yılmaz, B. E. (2011). OECD ülkelerinde özel tasarruflar: Bir bakış (1999-2007). *Maliye Dergisi*, 160, 139-153.
- Yerdelen Tatoğlu, F. (2013). *Panel veri ekonometrisi*. Beta Yayınevi.
- Yerdelen Tatoğlu, F. (2018). *Panel veri ekonometrisi (4th ed.)*. Beta Yayınları.
- Yıldırım, K., İ. Bakırtaş, Yılmaz, R., & Esen, E. (2012). *Makro iktisada giriş*. Pelikan Yayıncılık.

How to cite this article

Bükey, A.M. (2024). Interest rate-savings nexus: Keynesian-classical debate revisiting in OECD economies. *İktisat Politikası Araştırmaları Dergisi - Journal of Economic Policy Researches*, 11(2), 299-316. <https://doi.org/10.26650/JEPR1466195>

Türkiye’de Yatırım Teşvikleri Etkinliğinin Yatırımcılar Açısından Değerlendirilmesi Üzerine Ampirik Bir Uygulama*

Empirical Application of The Effectiveness of Investment Incentives in Türkiye From The Perspective of Investors

Necati Alp Erilli¹  Şerife Merve Koşaroğlu²  İlkey Noyan Yalman³  Sinan Dündar⁴  Selçuk Yasin Yıldız⁵ 

ÖZ

Yatırım teşviklerinin etkinliğinden beklenen, ekonomik büyümeyi sağlarken, bölgeler arası dengesizliği de azaltmasıdır. Yatırım teşviklerinin sürdürülebilirliği ve beklenen etkiyi gösterebilmesi bu alanda kullanılacak kaynakların rasyonel dağılımıyla ilgilidir. Türkiye’de uzun yıllardır uygulanmakta olan teşvik sistemi ekonomik gereklere ve planlamalara göre güncellenmekle birlikte, yatırımcılar açısından teşviklerin değerlendirilmesi ihmal edilmektedir. Teşviklerin en önemli paydaşı olan yatırımcıların teşviklerin içerik ve uygulanması konularında görüşleri ve tecrübeleri etkinliğin artırılması bakımından önemlidir. Bu çalışmanın amacı, yatırım teşviklerinin etkinliğinin artırılması amacıyla yatırımcılar açısından teşvik uygulama sisteminin değerlendirilmesidir. Teşviklerin uygulanması konusunda yatırımcıların görüşlerini değerlendirmek üzere hazırlanan anket sorularına verilen cevaplar doğrultusunda politika önerilerinin geliştirilmesi hedeflenmiştir. Sonuçlara göre, yatırımcıların yatırım teşvik sistemini tam olarak etkin kullanmadığı, bunun da hem yatırımcılardan hem uygulanan sistemden kaynaklandığı tespit edilmiştir. Sonuç olarak yatırım teşviklerinin etkinliğinin artırılabilmesi için teşvik uygulamalarında, bölgenin, sektörün ve yatırımcının genel özelliklerinin dikkate alınması ve SEGE kriterlerinin revizyon edilmesinin uygun olacağı sonucuna ulaşılmıştır.

Anahtar Kelimeler: Yatırım teşvikleri, Teşvik sistemi, Ekonomik etkinlik, Bölgesel gelişme, Türkiye ekonomisi.

Jel Sınıflaması: O40, E22, O50.

¹Prof. Dr., Sivas Cumhuriyet Üniversitesi, İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi, Ekonometri Bölümü, Sivas, Türkiye

²Doç. Dr., Sivas Cumhuriyet Üniversitesi, Cumhuriyet Sosyal Bilimler Meslek Yüksekokulu, Finans-Bankacılık ve Sigortacılık Bölümü, Sivas, Türkiye

³Doç. Dr., Sivas Cumhuriyet Üniversitesi, İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi, Ekonometri Bölümü, Sivas, Türkiye

⁴Dr. Öğretim Üyesi, Sivas Cumhuriyet Üniversitesi, Mühendislik Fakültesi, Endüstri Mühendisliği, Sivas, Türkiye

⁵Dr. Öğretim Üyesi, Sivas Cumhuriyet Üniversitesi, Cumhuriyet Sosyal Bilimler Meslek Yüksekokulu, Büro Hizmetleri ve Sekreterlik Bölümü, Sivas, Türkiye

Sorumlu yazar /

Corresponding author: Şerife Merve KOŞAROĞLU

E-posta / E-mail: mkosaroglu@cumhuriyet.edu.tr, mervekosaroglu@gmail.com

*Bu çalışma, Türkiye Bilimsel ve Teknolojik Araştırma Kurumu (TÜBİTAK) tarafından 222K168 Numaralı proje ile desteklenmiştir. Projeye verdiği destekten ötürü TÜBİTAK’a teşekkürlerimizi sunarız.

Başvuru / Submitted : 06.04.2024

**Revizyon Talebi /
Revision Requested** : 06.07.2024

**Son Revizyon /
Last Revision Received** : 12.07.2024

Kabul / Accepted : 15.07.2024



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

ABSTRACT

The effectiveness of investment incentives is expected to reduce the imbalance between regions while ensuring economic growth. The sustainability of investment incentives and their expected impact are related to the rational allocation of resources to be used in this field. Although the incentive system, which has been in place in Türkiye for many years, has been updated according to economic requirements and planning, the evaluation of incentives from the perspective of investors has been neglected. The opinions and experiences of investors, who are the most important stakeholders in incentives, on the content and implementation of incentives are important in terms of increasing efficiency. The purpose of this study is to evaluate incentive implementation systems from the perspective of investors to enhance the effectiveness of investment incentives. This study aims to develop policy recommendations in line with the answers given to the survey questions prepared to evaluate the views of investors on the implementation of incentives. According to the results, it was determined that investors could not fully utilise the investment incentive system effectively because of both the investors and the system implemented. As a result, it has been concluded that to increase the effectiveness of investment incentives, the general characteristics of the region, sector, and investor should be taken into account in incentive practises and the SEGE criteria should be revised.

Keywords: Investment incentives, Incentive system, Economic efficiency, Regional development, Turkish economy.

Jel Classification: O40, E22, O50.

EXTENDED ABSTRACT

Legal arrangements for investment incentive systems are among the most important fiscal policy instruments used to increase development. Regardless of the country's level of development, the aim of incentives is to ensure sustainable economic development and increase the level of welfare. At this point, incentives aim to ensure sustainable economic development, such as ensuring efficient resource allocation, eliminating regional inequalities, creating new employment areas, increasing export potential, increasing foreign investments, ensuring international competitiveness, and closing current account deficits. Regional development definitions emphasise raising the quality of life in developing countries to the level of developed countries in terms of socioeconomic indicators (Keskin, 2022:4). The investment incentive system has been in place in Türkiye for many years. Evaluations and research on the incentive system evaluate these incentives from different perspectives. In particular, the results of the studies show that incentives, an important policy tool for eliminating regional imbalance in Türkiye, have not had a sufficient effect in eliminating imbalance over the years. A major criticism is that the criteria applied to determine the degree of incentives are inadequate and inaccurate.

Studies investigating the effectiveness of investment incentives using different methods are available in the literature. The literature on the subject can be analysed in two parts. In the first part, the relationship between investment incentives and macroeconomic variables is investigated. In the second part of the study, survey studies were conducted to determine the effectiveness of incentives.

This study aims to evaluate the effectiveness of incentives from the perspective of investors, who are the most important stakeholders in investment incentive policies. The survey questions prepared for this evaluation were applied to firms benefiting from incentives in different regions. The expected contribution of this study to the literature is to determine investors' views on the effectiveness of incentives. The views of investors who implement incentives in the field are thought to be effective in determining incentives' deficiencies.

The data to be used in the evaluation of the Investment Incentive System implemented in Türkiye were collected through a situation assessment questionnaire. The situation assessment questionnaire

comprised 48 questions. Of these questions, 21 are demographic questions, 10 are about the effects of incentives on firm activities (5-point Likert type), 16 are about firm opinions on the incentive implementation process (5-point Likert type) and 1 is a comment question. The situation assessment questionnaire was sent online to companies serving in different provinces and in different fields of activity in 6 regions classified according to the Socio-Economic Development Index (SEGE) using the simple random sampling method, and 313 companies responded positively. For the selection of companies to participate in the survey, the Chambers of Industry and Commerce of the provinces selected from these 6 regions were contacted, and the survey questions were sent through the communication channels received. The responses obtained from the surveys were compiled, analysed and interpreted.

When the results of the survey are evaluated in general, 72.2% of enterprises benefiting from the incentives have positive effects. In other words, approximately one-third of companies state that they are not positively affected. This is an important rate. It would be appropriate to increase the positive aspects of incentives and take initiatives to eliminate negative aspects. In this context, according to Table 4, institutionalisation increases the positive effects of incentives. Therefore, when offering incentives to firms, setting criteria that will increase their institutionalisation as a prerequisite may be a measure that will increase effectiveness. It was found that the effectiveness of incentives varies across sectors. For example, it is observed that the effectiveness in the agriculture, food, machinery, and textile sectors is higher than the effectiveness in the health, restaurant, and entertainment sectors. Therefore, incentives should be selective rather than generalising in terms of sectors. It is important to take sectoral distinctions into account when directing resources to appropriate and effective areas.

The primary effect expected from incentives is to reduce regional imbalances while ensuring economic growth. These two effects are realised together. Otherwise, ignoring regional differences and focusing only on firm growth will increase regional imbalances. On the other hand, incentivizing inefficient sectors to support regional development negatively affects economic growth. In conclusion, according to both the data obtained as a result of the literature review and the results of the survey conducted within the scope of the study; according to investors, the effectiveness of incentives as not at a sufficient level. To increase this level, it is important to review the incentive programme and increase sustainable and permanent effects.

1. Giriş

Teşvikler, devlet tarafından ekonomik faaliyetlerin özendirilmesi ve bu faaliyetlerin diğer ekonomik faaliyetlere göre daha hızlı gelişiminin sağlanması için başvurulan kamusal yönlendirme sistemidir (Dursun ve Yolci, 2020, s. 1161; Erden ve Karaçay Çakmak, 2013, s. 56). Dünyada yatırım teşvik sistemine yönelik yasal düzenlemeler, kalkınma düzeyini artırmak üzere kullanılan önemli mali politika araçları arasında yer almaktadır. Ülkelerin gelişmişlik düzeylerinden bağımsız olarak uygulanan teşviklerin amacı, sürdürülebilir ekonomik gelişimin sağlanması ve refah seviyesinin yükseltilmesidir. Bu noktada teşvikler, kaynak dağılımında etkinliğin sağlanması, bölgesel eşitsizliklerin giderilmesi, yeni istihdam alanlarının oluşturulması, ihracat potansiyelinin yükseltilmesi, yabancı yatırımların artırılması, uluslararası rekabet gücünün sağlanması ve cari açığın kapatılması gibi sürdürülebilir ekonomik gelişmenin sağlanmasına yönelik amaçlar taşımaktadır. Bölgesel kalkınma tanımlarında, sosyoekonomik göstergeler açısından gelişmekte olan bölgelerdeki yaşam kalitesinin, gelişmiş bölge düzeyine yükseltilmesi vurgusu yapılmaktadır (Keskin, 2022, s. 4; Yavan, 2012). Özellikle gelişmekte olan ülkelerde bölgeler arası dengesizlikler ile altyapı yatırımları

ve sermaye birikiminin yetersiz olması, yatırım teşvik sisteminin önemini artırmaktadır (Arslan, 2022, s. 300; Altay ve Karabulut, 2017, s. 190).

Devlet tarafından özel sektörde yatırımların yapılması ve özendirilmesi amacıyla uygulanan teşvik destekleri finansal, mali veya diğer (düzenleyici teşvikler dahil) teşvikler olarak sınıflandırılabilirler (Güler Hazman ve Yayla, 2021, s. 17-18). Teşvikler, yatırımları desteklemeyi amaçlayan yasal önlemlerdir. Yatırım teşvikleri yatırımların belirli sektörlerde ve bölgelerde yapılması ve geliştirilmesi için sunulan ekonomik desteklerdir. Teşviklerin genel özelliği kamu kesiminden özel sektöre doğrudan ya da dolaylı şekilde fon transferidir (Karakurt, 2010, s. 147). Teşvikler özel sektörü geliştirerek yeni yatırım ve istihdam olanaklarıyla ekonomik büyümeye, bölgeler arası gelişmişlik farklarını dengeleyerek de kalkınmaya destek olmaktadır.

Türkiye’de bölgeler arasında ekonomik ve sosyal dengesizlikler devamlılık gösteren bir sorun olarak günümüze kadar süre gelmiştir. Bölgesel dengesizlikleri azaltmak amacıyla farklı kurumlar tarafından bölgesel planlama çalışmaları yürütülmüştür. Bölgesel planlamaya yönelik ilk çalışmalar, 1957 yılında T.C. İmar ve İskan Bakanlığı bünyesinde Marmara Bölgesi için hazırlanan planla başlamıştır. Daha sonra bölgesel planlama görevi 1960 yılında Devlet Planlama Teşkilatı’na (DPT) verilmiştir. Her ne kadar bölgesel planlamaya yönelik kurumsal oluşuma gidilse de Türkiye’de hazırlanan kalkınma planları ulusal nitelikte olmuştur. Bu planlar çerçevesinde 1968 yılından 1999 yılına kadar kalkınmada öncelikli yörelere yönelik uygulama yürütülmekle birlikte, beklenen sonuçlar elde edilememiştir. Kalkınma ajanslarına yönelik gelişmeler, Avrupa Birliği’ne uyum kapsamında ilerlemiştir. 2006 yılında bölgesel kalkınma ajansları aracılığıyla bölgesel kalkınma çalışmaları yürütülmüştür. Bu kapsamda İstatistikî Bölge Birimleri Sınıflandırması (İBBS) Düzey 2 bölgelerinde kalkınma ajansları kurulmuştur. 2011 yılında DPT’nin kapatılması nedeniyle görevleri T.C. Kalkınma Bakanlığı’na verilmiştir. Bakanlık, bölgesel kalkınma politikaları doğrultusunda, 2014-2023 yılları için “Bölgesel Gelişme Ulusal Stratejisi”ni hazırlamıştır. Bu strateji kapsamında, kalkınma ajanslarının yürüttüğü bölge planlarının hazırlık süreçleri koordine edilmiştir (Narin, 2024, s. 18-21). Bölgelerin sahip olduğu gelişmişlik düzeyi ve illerin kendine özgü özellikleri dikkate alınmıştır. Teşviklerin genel amacına uygun olarak büyüme ve istihdam sağlayan, bölgesel gelişmişlik farklılıklarının azaltılmasına yönelik teşvikler hazırlanmıştır (Yılmaz, 2020, s. 439).

2012 yılında yatırımlar alanında yapılan düzenleme doğrultusunda teşvik sistemi, “Genel Teşvik Uygulamaları, Bölgesel Teşvik Uygulamaları ve Stratejik Yatırımları” olmak üzere üç başlıktan oluşmaktadır (Resmi Gazete, 2012). 2012 yılından sonra yapılan ilaveler, özellikle sanayi, enerji ve teknoloji alanlarında teşviklerin geliştirilmesine yönelik olmuştur. 2000’lerin başında sanayi politikalarının bir gereği olarak değişen teşvik sürecine, 2016 yılı sonlarında uygulanmaya başlanan “Cazibe Merkezleri Programı” gibi ek paketlerle ilaveler yapılmıştır (Yılmaz, 2020, s. 439). 2018 yılında bölgesel dengesizlikleri azaltma görevinin T.C. Sanayi ve Teknoloji Bakanlığı’na verilmesiyle kalkınma ajansları bu bakanlık bünyesinde faaliyetlerini devam ettirmektedir. Bu kapsamda 2022 yılında “2024-2028 Bölgesel Gelişme Ulusal Stratejisi ve Bölge Planları” hazırlanmıştır. Böylelikle, kalkınma ajanslarının genel koordinasyonu sağlanmıştır (Narin, 2024, s. 21).

Bu çalışmada, yatırım teşvik politikalarının en önemli paydaşlarından olan yatırımcılar açısından teşviklerin etkinliğinin değerlendirilmesi amaçlanmıştır. Bu değerlendirme için hazırlanan anket soruları farklı bölgelerde teşviklerden yararlanan firmalara uygulanmıştır. Çalışmanın literatüre beklenen katkısı, yatırımcıların teşviklerin etkinliğine yönelik görüşlerini belirlemeye yönelik olmasıdır. Teşvikleri sahada uygulayan yatırımcılar açısından görüşlerin göz önünde bulundurulmasının, teşviklerin eksik yönlerinin belirlenmesinde etkili olacağı düşünülmektedir.

2. Literatür

Yatırım teşviklerinin etkinliğini farklı yöntemlerle araştıran çalışmalar literatürde yer almaktadır. Konuyla ilgili literatür iki kısımda incelenebilir. Birinci kısım çalışmalarda, ekonometrik yöntemlere başvurulmuş, yatırım teşviklerinin makroekonomik değişkenlerle ilişkisi araştırılmıştır. İkinci kısım çalışmalarda ise teşviklerin etkinliğini belirlemeye yönelik anket araştırmaları yapılmıştır.

Literatürde yer alan ekonometrik çalışmalardan bazılarında, bölgesel kamu yatırımı teşvikleri ve ekonomik büyüme arasındaki ilişkiyi araştırılmıştır (Schalk ve Untiedt, 2000; Sağdıç ve ark., 2021; Recepoğlu ve Değer, 2016). Yapılan diğer çalışmalarda, yatırım teşvikleri ve yatırımların istihdam üzerindeki etkisi araştırılmıştır (Gabe ve Kraybill, 2002; Bondonio ve Greenbaum, 2006; Porsse ve ark., 2007; Selim ve ark., 2014; Yavuz, 2010). Sağlanan teşviklerle yeni mesleklerin ve yeni faaliyetlerin ortaya çıkması, var olan işletmelere karşı rekabet avantajları sağlamaktadır (Bondonio ve Greenbaum, 2007, s. 133). Roy, (1993), Quaye ve ark., (2017), Şeker (2020), Hazman ve Kaya (2018), Aydın (2015) tarafından yapılan çalışmalarda, ihracat ve yatırım teşvikleri arasındaki ilişki araştırılmıştır. Recepoğlu ve ark. (2022), yatırım teşvikleri, kamu yatırım harcamaları ve ihracat arasındaki ilişkiyi incelemiştir. Sevinç ve Şeker (2023) ise yatırım teşviklerinin uluslararası ticaret ve doğrudan yabancı yatırımlar arasındaki ilişkiyi incelemiştir.

Literatür çalışmaları arasında yatırım teşviklerinin etkilerini belirlemek üzere anket çalışmaları da bulunmaktadır. Dayar ve Sandalcı (2016), TR33 bölgesinde yatırım teşviklerinin bölgedeki göçler üzerine etkisini araştırmıştır. Sonuçlar, yatırım teşviklerinin göçü yönlendirmede sınırlı etki yaptığını göstermiştir. Çalışmada, yıllar itibarıyla artan teşviklerin istihdama yeterince katkı sağlamaması bu bölgenin göç vermesini önleyemediğine vurgu yapılmıştır.

Yayar ve Demir (2012), Tokat’ta farklı sektördeki firmaların yatırım teşviklerinden faydalanma durumunu araştırmıştır. Elde edilen bulgular doğrultusunda, yatırım teşvikleri ve uygulamalarına yönelik olarak firmaların bilgi sağlama noktasında yeterli seviyede olmadıkları belirlenmiştir. Teşviklerden yararlanan firmaların, makine teçhizat alanında en çok KDV istisnasından faydalandığı görülmüştür.

Çam ve Esengün (2011), Osmaniye için yaptıkları araştırmada uygulanan teşvik politikalarının işletmeler üzerindeki etkileri incelenmiştir. Bulgular, teşviklerin yeni işletmelerin açılmasında faydalı olduğunu, teşviklerle yeni yatırımların ve istihdamın arttığını göstermiştir.

Ersungur ve Noyan Yalman (2009), Sivas ilinde ihracat teşviklerinin etkinliğini anket çalışması yaparak araştırmıştır. Elde edilen bulgular, ihracat yapan işletmelerin teşviklerden faydalanma oranının fazla olduğu ve bu işletmelerin teşvikleri yeterli bulduğu yönünde olmuştur. Diğer yandan teşvik uygulamalarında yoğun bürokrasi, dış rekabet ve pazar problemleri ihracatçıların başlıca problemi olarak belirlenmiştir.

Mevcut literatür göz önüne alındığında, yatırım teşvikleriyle ilgili olarak anket çalışmalarının sınırlı olduğu görülmüştür. Bu çalışmada Türkiye’de teşviklerden yararlanan yatırımcıların teşviklerle ilgili görüşü belirlenmek istenmiştir. Böylelikle literatürdeki boşluk doldurulmaya çalışılmıştır.

3. Uygulama

3.1. Bilgi Toplama Yöntemi

Türkiye’de uygulanan Yatırım Teşvik Sisteminin değerlendirilmesinde kullanılacak veriler, hazırlanan durum değerlendirme anketi ile toplanmıştır. Durum değerlendirme anketi 48 sorudan oluşmaktadır. Bu soruların 21 tanesi demografik, 10 tanesi teşviklerin firma faaliyetlerindeki etkileri (5’li likert tipinde), 16 tanesi teşvik uygulama sürecindeki firma görüşleri (5’li likert tipinde) ve 1

tanisi de yorum sorularından oluşmaktadır. Durum değerlendirme anketi, Basit Rasgele Örneklem yöntemi ile Sosyo-Ekonomik Gelişmişlik Endeksine (SEGE) göre sınıflandırılmış 6 bölgeden farklı illerde ve farklı faaliyet alanlarında hizmet veren firmalara online olarak gönderilmiş ve 313 firmadan olumlu cevap alınmıştır. Ankete katılacak firmaların seçimleri için bu 6 bölgeden seçilmiş illerin Sanayi ve Ticaret Odaları ile iletişime geçilmiş ve oralardan alınan iletişim kanalları ile anket soruları gönderilmiştir. Anketlerden elde edilen cevaplar derlenerek analiz edilmiş ve yorumlanmıştır.

3.2. Yöntem

Anket sorularının değerlendirilmesinde ilk önce sorulara verilen cevapların frekans ve yüzdeleri belirlenmiştir. 5’li likert tipi sorulara verilen cevaplar arasında istatistiksel fark olup olmadığı ki-kare analizi ile incelenmiştir. Teşviklerin firma faaliyetlerindeki etkileri ve teşvik uygulama sürecindeki firma görüşleri sorularına verilen cevaplardan elde edilen toplam puanlar hesaplanmış, bazı demografik sorulara göre elde edilen toplam puanların istatistiksel farklılık gösterip göstermediği araştırılmıştır. Toplam puanlara Kolmogorov-Smirnov normallik testi uygulanmış ve verilerin normal dağılım gösterdiği belirlenmiştir ($p>0,05$). İstatistiksel karşılaştırmalar, iki gruplu sorular için bağımsız örneklem t-testi ve ikiden fazla gruplu sorular için varyans analizi (ANOVA) testleri kullanılmıştır. Fark çıkan grupları belirlemek için Scheffe Post-Hoc testi kullanılmıştır. Anketin güvenilirliği için hesaplanan Cronbach-Alfa katsayısı 0,74 olarak hesaplanmıştır. Tüm testlerde istatistiksel önem seviyesi 0,05 olarak alınmıştır.

3.3. Demografik Değerlendirmeler

Ankete katılan 313 firmanın %42,8’i Anonim, %34’ü Limited Şirket statüsünde iken sadece %14,4’ünün şahıs şirketi olduğu belirlenmiştir. Anket yapılan şirket personellerin dağılımlarına bakıldığında ise %30,7’sinin müdür, %16,6’sının yönetim kurulu başkanı ve %10,5’inin ise genel müdür ünvanlarına sahip oldukları görülmektedir. Ankete katılan firmaların faaliyet alanları Tablo 1’de verilmiştir. En çok katılım gösteren alanlar ise %16,9 ile imalat sanayii, %15 ile tekstil sanayii ve %14,1 ile hizmet sektörü olduğu görülmektedir.

Tablo 1: Ankete Katılan Firmaların Faaliyet Alanları

	Frekans	Yüzde
Üretim	171	29,5
Pazarlama	58	10
Bilgi İşlem	34	5,9
Tasarım	29	5
Ar-Ge	74	12,8
Yeni ürün	80	13,8
Teknoloji	62	10,7
Nitelikli İşgücü	71	12,3
Toplam	579	100

Ankete katılan firmaların %22,7’sinin faaliyet sürelerinin 1-5 yıl, %26,5’inin ise 20 yıldan daha fazla oldukları görülmektedir. Firmaların %56,5’inde beyaz yakalı çalışan personel sayısının 1-10 arası olduğu belirtilirken firmaların %27,8’inde mavi yakalı çalışan personel sayısının 1-10 arası

olduğu görülmüştür. Benzer şekilde 50 ve daha fazla beyaz yakalı çalışan personel sayısına sahip firmaların oranı %16,6 iken 250 ve daha fazla mavi yakalı çalışan personel sayısına sahip firmaların oranı %9,3 olduğu belirlenmiştir.

Firmaların teşviklerden yararlanma yıllarına bakıldığında, %52,3’ü 2018-2023 yılları arasında teşviklerden yararlanmışlardır. Teşviklerden yararlanan bu işletmelerin %72,2’sinin olumlu etkilere sahip oldukları belirlenmiştir. Firmaların %51,8’i teşvik belgesi alırken, %52,1’i uygulama sürecinde ve %48,2’si teşvik belgesi kapatırken profesyonel danışman desteği aldıklarını belirtmişlerdir.

Teşvik alan firmaların teşvik sonrası firma yapısındaki değişimleri şu şekilde belirtilmiştir:

- %62,6’sının satışlarında artış olduğunu,
- %57,2’sinin ürün çeşitliliklerinin arttığını,
- %66,8’inin üretim miktarlarının arttığını,
- %42,8’inin ihracat miktarlarının arttığını,
- %48,9’unun toplam borç miktarlarının azaldığını,
- %67,4’ünün karlılıklarının arttığını,
- %62,7’sinin teknoloji kullanımlarının arttığını,
- %63’ünün nitelikli işgücünün arttığını,
- %65,5’inin personel sayısının arttığını,
- %38,7’sinin e-ticaretlerinin arttığını belirtmişlerdir.

Geleceğe ilişkin teşviklerin devam etmesi durumunda firmaların en çok yatırım yapacağı konular ise %25,6 ile ihracat, %14,4 ile markalaşma, %11,8 ile iç pazarda büyüme, %11,5 ile otomasyon, %9,9 ile yeni ürün geliştirme olduğu belirlenmiştir.

Tablo 2’de firmaların teşvik tedbirlerinin hangi kısımlarından daha çok yararlandıkları derlenmiştir. Buna göre en çok verilen cevapların %18,9 ile KDV istisnası, %17,1 ile vergi indirimi ve %16,1 ile sigorta primi işveren hisse desteği olduğu görülmektedir.

Tablo 2: Firmaların Teşvik Tedbirlerinden En Çok Yararlandıkları Kısımlar

	Frekans	Yüzde
Gümrük Vergisi Muafiyeti	111	12,8
KDV İstisnası	164	18,9
Gelir Vergisi Stopajı Desteği	89	10,3
Sigorta Primi İşveren Hissesi Desteği	140	16,1
Vergi İndirimi	148	17,1
Yatırım Yeri Tahsisi	30	3,5
Faiz veya Kar Payı Desteği	82	9,4
Sigorta Primi Desteği	104	12
Toplam	868	100

Tablo 3’te firmaların aldıkları teşvik tedbirlerinin kullandıkları amaçlar için verdikleri cevaplar derlenmiştir. Tablo 3’teki sonuçlara göre firmalar aldıkları teşvikleri en çok üretim için kullandıklarını belirtirken yeni ürün geliştirme, nitelikli işgücü, yeni teknoloji, Ar-Ge ve pazarlama çalışmalarının da önemli bir yer tuttuğu görülmektedir.

Tablo 3: Firmaların Aldıkları Teşvikleri Kullandıkları Amaçlar

	Frekans	Yüzde
Üretim	171	29,5
Pazarlama	58	10
Bilgi İşlem	34	5,9
Tasarım	29	5
Ar-Ge	74	12,8
Yeni ürün	80	13,8
Teknoloji	62	10,7
Nitelikli İşgücü	71	12,3
Toplam	579	100

Firmaların teşvik başvuruları ve sürecinde en çok karşılaştıkları sorunlara bakıldığında:

- Bakanlık uzmanlarına kolaylıkla ulaşamama %55,6,
- E-Tuys uygulamasının kullanıcı dostu bir uygulama olmaması %42,2,
- Teşvik belgesi başvuru sürecinin zor olması %38,9,
- Teşvik belgesi yürütme sürecinde zorluk çekme %38,
- Teşvik belgesi kapatma sürecinde zorluk çekme %38,6 ile belirtilmiştir.

Firmalara yatırım teşvikleri konusundaki belirlenen olumlu/olumsuz etkenler konusunda farklı sorular sorulmuş ve verilen cevaplar şu şekilde olmuştur:

- Teşvik uygulamalarının işletmenin kuruluş yeri seçiminde oldukça önemli bir etken olduğunu düşünenlerin oranı %42,1;
- Teşvik uygulamalarının bölgelerarası kalkınmışlık farklarını gidermeye yardımcı olacağını düşünenlerin oranı %52,7;
- Teşvik uygulamalarının girişimcilik ruhunu harekete geçirdiğini belirtenlerin oranı %43,5;
- Teşviklerin firmaların buldukları illerin sosyo-ekonomik yapısında olumlu etkileri olduğunu düşünenlerin oranı %44,1;
- Teşviklerin, geçmişte firmaların buldukları illerden göç eden yatırımcıların, yeniden dönmesinde ve memleketlerinde yeni yatırımlar yapmasında etkili olduğunu düşünenlerin oranı %36,7 olarak bulunmuştur.

Ayrıca 3305 sayılı Teşvik kanununda yer alan destek unsurları, yeni yatırımlar ve girişimler açısından yeterlidir görüşünü paylaşanların oranı ise %27,2 olarak belirlenmiştir. Teşviklerin firma faaliyetlerindeki etkileri ve teşvik uygulama sürecindeki görüşler sorularına verilen cevapların frekans ve yüzdeleri Ek.A ve Ek.B’de verilmiştir.

3.4. İstatistiksel Karşılaştırmalar

Teşvikler sonucunda firmaların faaliyetlerinde meydana gelen değişiklikler ile ilgili sorulan 10 sorudan elde edilen puanların toplamı “Teşviklerin Firma Faaliyetlerindeki Etkileri” ve teşviklerin uygulanma sürecinde karşılaşılan olumlu-olumsuz gelişmeler ile ilgili sorulan 16 sorudan elde

edilen puanların toplamı “Teşvik Uygulama Sürecindeki Görüşler” olarak belirlenmiştir. Benzer şekilde her iki puan türünün toplamı da katılımcıların yatırım teşvikleri sürecindeki “Yatırım Teşvik Memnuniyeti” puanları olarak hesaplanmıştır. Bazı demografik sorular arasında, hesaplanan puan türleri bakımından istatistiksel fark olup olmadıkları araştırılmıştır. Tablo 4’te yukarıda tanımlanan puanların, firmaların hukuki yapıları değişkeni bakımından varyans analizi (ANOVA) sonuçları verilmiştir.

Tablo 4: Firmaların Hukuki Yapılarının Verilen Cevaplar Bakımından ANOVA Sonuçları

	Teşviklerin Firma Faaliyetlerindeki Etkileri (Ort-ss)	Teşvik Uygulama Sürecindeki Görüşler (Ort-ss)	Yatırım Teşvik Memnuniyeti (Ort-ss)
(1) Limited	34,2 (8,12)	47,61 (11,63)	81,81 (11,82)
(2) Anonim	36,69 (5,95)	47,85 (11,73)	84,54 (12,22)
(3) Kollektif	30,5 (8,62)	43,58 (11,04)	74,08 (7,32)
(4) Şahıs	33,02 (8,11)	42,06 (12,47)	75,08 (11,82)
(5) Diğer	36,8 (1,78)	50,4 (8,76)	87,2 (7,15)
F (ANOVA)	5,342	2,784	8,405
<i>p</i>	0,000	0,027	0,000
Scheffe	(2) > (1), (3), (4) (1) > (3)	(1), (2) > (4)	(1), (2), (5) > (3) (1), (2), (5) > (4)

Tablo 4’teki sonuçlara göre şirketlerin hukuki yapılarının teşviklerin firma faaliyetlerine etkileri, süreçteki görüşleri ve teşvik memnuniyeti puanları üzerinde istatistiksel olarak anlamlı bulunmuştur. Teşviklerin firma faaliyetlerindeki etkilerinin anonim şirketlerde, limited, kollektif ve şahıs şirketlerine göre daha fazla olduğu görülmektedir. Benzer şekilde limited ve anonim şirketlerin şahıs şirketlerine göre teşvik uygulama sürecindeki görüşlerinin daha pozitif olduğu söylenebilir. Tablo 5’te tanımlanan puanların, firmaların faaliyet alanları değişkeni bakımından varyans analizi (ANOVA) sonuçları verilmiştir.

Tablo 5: Firmaların Faaliyet Alanlarının Verilen Cevaplar Bakımından ANOVA Sonuçları

	Teşviklerin Firma Faaliyetlerindeki Etkileri (Ort-ss)	Teşvik Uygulama Sürecindeki Görüşler (Ort-ss)	Yatırım Teşvik Memnuniyeti (Ort-ss)
(1) Makine, Metal San.	36,61 (4,84)	46,29 (8,79)	82,90 (9,61)
(2) Hizmet Sektörü	33,34 (7,87)	41,95 (12,97)	75,29 (12,8)
(3) Tarım, Gıda San.	36,72 (5,02)	53,27 (6,13)	90 (7,42)
(4) İnşaat Sek.	32,84 (8,35)	50,11 (11,07)	82,96 (12,22)
(5) İmalat San.	34,58 (6,97)	47,28 (9,88)	81,86 (11,53)
(6) Tekstil San.	38,12 (5,85)	48,4 (11,24)	86,53 (11,38)
(7) Bilgisayar Tek.	33,59 (6,77)	50,91 (10,45)	84,5 (13,14)
(8) Sağlık Sek.	32,4 (8,61)	44,44 (12,13)	76,84 (9,04)
(9) Lokanta, Eğlence Sek.	34,87 (10,74)	38,87 (16,86)	73,75 (13,2)
(10) Eğitim Sek.	35,23 (8,39)	48,17 (13,05)	83,41 (12,21)
(11) Diğer Faaliyetler	33,84 (4,63)	51,38 (7,32)	85,23 (8,96)
F (ANOVA)	1,947	3,228	4,66
<i>p</i>	0,039	0,001	0
Scheffe	(1) > (8)	(1),(4),(5)> (9)	(1),(4),(5),(6)> (2)
	(6) > (2), (4), (5)	(6),(7),(10)> (9)	(7),(10),(11)> (2)
	(6) > (7), (8)	(3),(4),(5),(6),(7)>(2)	(3),(6) > (5)
		(3) > (8)	(1),(3),(4),(6),(7),(10) > (9)
			(3),(6),(7),(11) > (8)

Tablo 5'teki sonuçlara göre şirketlerin faaliyet alanları açısından teşviklerin firma faaliyetlerine etkileri, teşvik uygulama sürecindeki görüşler ve teşviklerden memnuniyet üzerinde istatistiksel olarak anlamlı bulunmuştur. Scheffe testi sonuçlarına göre birçok faaliyet alanının farklılık gösterdikleri görülmektedir. Genel olarak sağlık ve lokanta-eğlence sektörlerinin diğer sektörlerle göre daha düşük puan ortalamalarına sahip oldukları, tarım-gıda, makine ve tekstil sektörlerinin genel olarak yüksek ortalamalara sahip oldukları söylenebilir. Yani teşviklerin tarım-gıda, makine ve tekstil alanlarındaki etkinliği, sağlık, lokanta-eğlence sektörlerindeki etkinliğinden yüksek olduğu söylenebilir.

Teşviklerin firma faaliyetlerindeki etkileri, teşvik uygulama sürecindeki görüşler ve yatırım teşvik memnuniyeti puanları bakımından firmaların faaliyet sürelerinin ve firmaların teşviklerden ne kadar süre önce yararlanma süreleri değişkenlerine göre aralarında istatistiksel olarak fark bulunamamıştır ($p>0,05$).

Teşvik belgesi alırken ve uygulama sürecinde danışman desteği alan firmalar ile almayan firmalar arasında yukarıda tanımlanan puan türlerine göre aralarında istatistiksel fark bulunamamıştır ($p>0,05$). Teşvik belgesini kapatırken danışman desteği alan firmalar ile almayan firmalar arasında, teşviklerin firma faaliyetlerindeki etkileri puan türüne göre fark bulunmuş ($p=0,001$), diğer puan türlerine göre ise fark bulunamamıştır ($p>0,05$).

Teşviklerin işletmelere olan sonuçlarının ve firmaların buldukları illere katkılarının (olumlu-olumsuz-nötr) firmaların faaliyet alanlarına ve hukuki yapılara göre farklılık gösterip

göstermediği ki-kare analizi ile incelenmiştir. Buna göre farklı hukuki yapılardaki firmalar, teşvik sonuçları ve buldukları illere olan katkıları konusunda istatistiksel farklılık gösterirken ($p < 0,05$), bu iki konu için farklı faaliyet alanlarındaki firmalar için istatistiksel fark bulunamamıştır ($p > 0,05$). Benzer şekilde teşvik başvurusu sırasında profesyonel danışman alan ve almayan firmalar arasında elde edilen teşvik sonuçları arasında fark bulunamamıştır ($p > 0,05$).

SONUÇ

Türkiye’de uygulanan teşvik sistemi üzerine yapılan değerlendirmeler ve araştırmalar farklı açılardan bu destekleri değerlendirmektedir. Özellikle Türkiye’de bölgesel dengesizliğin giderilmesi konusunda önemli bir politika aracı olan teşviklerin yıllara göre dengesizliği gidermede yeterli etkiyi yaratmadığı yapılmış çalışmada görülmektedir. Eleştirilerin büyük bölümü de teşvik derecelerinin belirlenmesinde uygulanan kriterlerin yetersiz ve yanlış olmasıdır. Nitekim Sungur ve Öçal (2016), teşvik kapsamına alınacak sektör ve bölgeler kadar, teşvik sisteminin genel olarak ülkeyi geleceğe hazırlayan ve somut çıktılar üretecek şekilde düzenlenmesini de önermiştir. Bu kapsamda “Teşvik sisteminin, tek tip elbise yani ayrımcı olmayan homojen bir modelden, yerel rekabet gücünü canlandıracak heterojen bir modele kaydırılması gereklidir.” şeklinde öneri getirmişlerdir (Sungur ve Öçal, 2016, s. 139). Takım ve Ersungur (2018), Türkiye ekonomisi ve uygulanan teşvik miktarı karşılaştırması yaparak, Türkiye’nin dünyada en çok teşvik uygulayan ülkelerden biri olduğuna dikkat çekmiş ve temel göstergeler doğrultusunda bu teşviklerin çıktıya dönüşmesinde yetersiz kaldığını vurgulamıştır. Teşviklerin tek başına yeterli olmadığı ve çeşitli yapısal tedbirlerle uygulanması doğrultusunda öneride bulunmuşlardır (Takım ve Ersungur, 2018, s. 740). Narin (2024), bölgesel kalkınma ajanslarının faaliyete geçtikleri bölgelerde belirli bir makroekonomik gelişmenin gözlemlendiği ancak bu gelişmenin beklenen düzeyde olmadığını belirtmiştir. Özellikle gelişmiş illerin olduğu bölgelerde kullanılan teşviklerin makroekonomik verilere daha olumlu yansıdığı tespit edilmiştir. Geri kalmış bölgelerdeki illerin ise makroekonomik gelişmesinin sınırlı olması söz konusudur (Narin, 2024, s. 36).

Çalışma kapsamında uygulanan ankete göre, firmaların halen yürürlükte olan 3305 Sayılı Yatırımlarda Devlet Yardımları Hakkında Karar’a ilişkin görüş ve değerlendirmeleri aşağıdaki gibi derlenmiştir:

- Türkiye’deki 81 ilin gelişmişlik düzeyine göre SEGE (Sosyo Ekonomik Gelişmişlik Endeksi) kapsamındaki kriterler dikkate alınarak altı adet bölgeye ayrılmasının rasyonel bir yaklaşım olmadığı şeklinde yoğun itirazlar ön plana çıkmaktadır.
- SEGE kriterlerine itirazların yanı sıra, dördüncü bölgede yer alan bazı illerin (Elazığ ve Erzincan gibi) Cazibe Merkezleri Programı kapsamında alınmasına rağmen aynı grupta diğer illerin bu kapsama alınmaması eleştirilmektedir. Bununla birlikte, Sivas örneğinde olduğu gibi, aynı il sınırları içerisinde farklı organize sanayi bölgelerinde farklı teşvik sistemlerinin uygulanması doğru bulunmamaktadır.
- Uzun süredir yürürlükte olan uygulamanın mevcut haliyle zaten karmaşık ve anlaşılması güç bir içeriğe sahip olmakla birlikte, bu süreçte gerçekleştirilen revizyonların ise bu karmaşıklığı daha da artırdığı ifade edilmektedir. İlgili Karar’ın daha sade ve anlaşılır bir metne dönüştürülmesi gerektiği belirtilmektedir.
- Teşvik başvuru ve yürütme süreçlerini kolaylaştırmak amacıyla uygulamaya konulan E-TUYS’un (Elektronik Teşvik Uygulama ve Yabancı Sermaye Bilgi Sistemi), kullanıcı dostu olmaktan oldukça uzak olduğu ifade edilmektedir. Özellikle revizyon süreçlerinde sıkıntı

yaşandığı fatura numaralarının girilmesi durumunda mükerrerlik uyarısı vermesi nedeniyle bazı faturaların harcama listesine kaydedilmesine engel olduğu örneği verilmektedir.

- Teşvik başvuru, uygulama ve kapatma süreçlerinde üzerinde en çok durulan konulardan birisi de bakanlık personeline ulaşma noktasında sıkıntı yaşanmasıdır. Herhangi bir danışma ihtiyacı halinde telefonla iletişim kurmanın neredeyse mümkün olmadığı, elektronik postalara dönüş yapma konusunda ise yeterince hassas davranılmadığı konusunda eleştiriler söz konusudur.
- Kocaeli, Konya ve Adana illerindeki Sanayi ve Ticaret Odalarında olduğu gibi, firmaların teşvik başvuru, uygulama ve kapatma süreçlerinde onlara rehberlik hizmeti sunabilecek birimlerin oluşturulması zorunlu hale getirilmelidir. Bu şekilde, firmaların teşvik belgesi alma süreçleri, dolayısıyla da yatırım süreçleri daha hızlı hale gelebilecektir.
- Özellikle Orta Anadolu ve doğu bölgeleri gibi, liman kentlerine uzak illerimizde lojistik maliyetlerinin hafifletilmesine yönelik teşvik uygulamaları konusunda yoğun bir beklenti bulunmaktadır.
- Üniversite mezunu genç sayısının artmasına bağlı olarak özellikle sanayi kuruluşlarında ortaya çıkan ara eleman sorununun hafifletilmesi amacıyla, sigorta primi desteğinin revize edilerek meslek lisesi mezunu istihdamına yönelik özendirici politikaların uygulamaya konulması da öne çıkan öneriler arasında yer almaktadır. Bununla birlikte, özellikle doğu ve güneydoğu illerinde kadın çalışanların istihdamını teşvik etmek amacıyla benzer uygulamalara yer verilmesi beklenmektedir.
- Firmaların vurguladığı önemli bir husus ise birçok sektörde çalışan yabancı uyruklu göçmenlerin kayıt dışı istihdama sebep olduğu, bu durumun ise sigorta primi işveren hissesi desteğini anlamsız kıldığı yönündedir.
- Desteklerden yararlanma süresi dolduktan sonra batı illerindeki firmalarla rekabet ortamının ortadan kalkması nedeniyle, sigorta prim desteklerinin özellikle doğu ve güneydoğu bölgelerindeki bu tarz emek yoğun sektörlerde daha uzun vadeli olarak uygulanması talep edilmektedir.
- 3305 sayılı Karar'ın kendisi ile doğrudan ilgili olmamakla birlikte, makine ve teçhizat alımlarında tedarikçi firmaların KDV istisnalı fatura kesme konusunda imtina etmeleri, yatırımcı firmalarımız süreçlerini zorlaştıran bir uygulama olarak belirtilmektedir.

Yapılan anket sonuçları genel olarak değerlendirildiğinde, teşviklerden yararlanan işletmelerin %72,2'sinin olumlu etkilere sahip oldukları görülmektedir. Yani firmaların yaklaşık 3'de biri de olumlu etkilenmediğini belirtmektedir. Bu önemli bir orandır. Teşviklerinin olumlu yanları artırılarak, olumsuz yanlarının ortadan kaldırılması konusunda girişimlerde bulunulması uygun olacaktır. Bu bağlamda Tablo 4 de yer alan bilgilere göre kurumsallaşma teşviklerin olumlu etkilerini artırmaktadır. Dolayısıyla firmalara teşvik uygulamaları sunulurken kurumsallaşmalarını artıracak kriterlerin ön şart olarak ortaya konması etkinliği artıracak bir tedbir olabilir. Teşviklerin etkinliğinin sektörler itibariyle farklılık gösterdiği tespit edilmiştir. Örneğin tarım-gıda, makine ve tekstil alanlarındaki etkinliğin, sağlık, lokanta-eğlence sektörlerindeki etkinliğe göre daha yüksek olduğu görülmektedir. Dolayısıyla teşviklerin sektörler itibariyle genelleyici değil seçici olması önemlidir. Kaynakların doğru ve etkin alanlara yönlendirilmesi bakımından sektör ayırımının dikkate alınması önemlidir.

Teşviklerden beklenen öncelikli etki ekonomik büyümeyi sağlarken bölgesel dengesizliği de azaltmasıdır. Bu iki etkinin birlikte gerçekleşmesi önemlidir. Aksi halde bölgesel farklılık göz ardı

edilerek sadece firmaların büyümelerine odaklanmak bölgesel dengesizliği artıracaktır. Öte yandan bölgesel kalkınmayı desteklemek amacıyla verimsiz sektörleri teşvik etmek te ekonomik büyümeyi olumsuz etkileyecektir. Sonuç olarak gerek literatür taraması sonucu elde edilen veriler, gerekse çalışma kapsamında uygulanan anket sonuçlarına göre; yatırımcılara göre teşviklerin etkinliği yeterli seviyede değildir. Söz konusu seviyeyi yükseltmek için teşvik programının yeniden gözden geçirilmesi, sürdürülebilir ve kalıcı etkilerin artırılması önemli görülmektedir.

Etik Komite Onayı: Sivas Cumhuriyet Üniversitesi Rektörlüğü Etik Kurulu tarafından onaylanmıştır (2022; E-60263016-050.06.04-191653)

Bilgilendirilmiş Onam: Katılımcılardan bilgilendirilmiş onam alınmıştır.

Hakem Değerlendirmesi: Dış bağımsız.

Yazar Katkıları: Çalışma Konsepti/Tasarım- N.A.E, Ş.M.K., İ.N.Y., S.D., S.Y.Y.; Veri Toplama- N.A.E, Ş.M.K., İ.N.Y., S.D., S.Y.Y.; Veri Analizi/Yorumlama- İ.N.Y., Ş.M.K.; Yazı Taslağı- N.A.E, Ş.M.K., İ.N.Y., S.D., S.Y.Y.; İçeriğin Eleştirel İncelemesi- N.A.E, Ş.M.K., İ.N.Y., S.D., S.Y.Y.; Son Onay ve Sorumluluk- N.A.E, Ş.M.K., İ.N.Y., S.D., S.Y.Y.

Çıkar Çatışması: Yazarlar çıkar çatışması beyan etmemişlerdir.

Finansal Destek: 222K168 numaralı “Yatırım Teşvik Sistemine İlişkin Mevcut Durum Analizi ve Politika Önerileri” projesi kapsamında TÜBİTAK desteği alınmıştır.

Ethics Committee Approval: This study was approved by the ethics committee of the Rectorate of Sivas Cumhuriyet University(2022; E-60263016-050.06.04-191653)

Informed Consent: Informed consent was obtained from the participants.

Peer Review: Externally peer-reviewed.

Author Contributions: Conception/Design of Study- N.A.E, Ş.M.K., İ.N.Y., S.D., S.Y.Y.; Data Acquisition- N.A.E, Ş.M.K., İ.N.Y., S.D., S.Y.Y.; Data Analysis/Interpretation- İ.N.Y., Ş.M.K.; Drafting Manuscript- N.A.E, Ş.M.K., İ.N.Y., S.D., S.Y.Y.; Critical Revision of Manuscript- N.A.E, Ş.M.K., İ.N.Y., S.D., S.Y.Y.; Final Approval and Accountability- N.A.E, Ş.M.K., İ.N.Y., S.D., S.Y.Y.

Conflict of Interest: Authors declared no conflict of interest.

Financial Disclosure: TÜBİTAK support was received for this study within the scope of the "Current Situation Analysis and Policy Recommendations on Investment Incentive System" project numbered 222K168..

ORCID:

Necati Alp Erilli	0000-0001-6948-0880
Şerife Merve Koşaroğlu	0000-0002-2563-5753
İlkay Noyan Yalman	0000-0003-2999-5374
Sinan Dünder	0000-0001-8061-3322
Selçuk Yasin Yıldız	0000-0002-1594-8799

KAYNAKLAR / REFERENCES

Altay, A., & Karabulut, Ş. (2017). Türkiye’de Mali Teşvik Sistemi ve Yatırımlara Sağlanan Mali Teşviklerin Değerlendirilmesi. *Adnan Menderes Üniversitesi, Sosyal Bilimler Enstitüsü Dergisi*, 4(4), 189-202.

- Arslan, Ö. (2022). Türkiye’de Sanayisi Az Gelişmiş Kentlere Özgü Yatırım Teşvik ve Hibe Destek Mekanizması Geliştirme: Muş İl Örneği. *Avrupa Bilim ve Teknoloji Dergisi*, 35, 299-305.
- Aydiner, M. (2015). Yatırım Teşvik Sisteminin İBBS Düzey2 ve Düzey3 Bölgelerinin İhracat Performansına Etkisi Üzerine Bir Panel Veri Analizi. *Trakya Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi*, 4(2), 66-88.
- Bondonio, D., & Greenbaum, R. T. (2006). Do Business Investment Incentives Promote Employment in Declining Areas? Evidence from EU Objective 2 Regions. *European Urban and Regional Studies*, 13(3), 225-244.
- Bondonio, D., & Greenbaum, R. T. (2007). Do Local Tax Incentives Affect Economic Growth? What Mean Impacts Miss in the Analysis of Enterprise Zone Policies. *Regional Science And Urban Economics*, 37.
- Çam, H., & Esengün, K. (2011). Organize Sanayi Bölgeleri Ve Uygulanan Teşvik Politikalarının İşletmeler Üzerindeki Etkilerinin İncelenmesi: Osmaniye Organize Sanayi Bölgesinde Uygulama. *KMÜ Sosyal ve Ekonomik Araştırmalar Dergisi*, 13(21), 55-63.
- Dayar, H., & Sandalcı, U. (2016). Yatırım Teşviklerinin Göçler Üzerindeki Etkisi: TR33 Bölgesi. *İnsan ve Toplum Bilimleri Araştırmaları Dergisi*, 5(7), 2041-2064.
- Dursun, A., & Yolci, M. (2020). Yatırım Teşviklerinin TRA2 Bölgesindeki İşletme Faaliyetlerine Etkisi. *Uluslararası Sosyal Araştırmalar Dergisi*, 13(69), 13-69.
- Erden, L., & Karaçay Çakmak, H. (2013). The Impacts of Regional Public Policies on Efficiency in Turkey. *Hacettepe Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*, 31(2), 53-72.
- Ersungur, Ş. M., & Noyan Yalman, İ. (2009). Bölgesel Kalkınmada İhracat Teşviklerinin Etkinliği: Sivas İlinde Bir Uygulama. *Cumhuriyet Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Dergisi*, 10(1), 81-98.
- Hazman, G. G., & Kaya, P. B. (2018). Bölgesel Teşvik Uygulamaları ile İhracat İlişkisinin Afyonkarahisar İli Örneğinde Regresyon Analizi ile Değerlendirilmesi. *Avrasya Sosyal ve Ekonomi Araştırmaları Dergisi*, 5(5), 41-60.
- Gabe, T. M., & Kraybill, D. S. (2002). The Effect of State Economic Development Incentives on Employment Growth of Establishments. *Journal of Regional Science*, 42(4), 703-730.
- Güler Hazman, G., & Yayla, Y. E. (2021). İstihdamı Teşvik Politikalarının Etkinliği: Türkiye ve AB Karşılaştırması. *Maliye Araştırmaları Dergisi*, 7(1), 17-36.
- Karakurt, A. (2010). Küresel Kriz Ortamında Yatırım Teşvikleri. *Ankara Üniversitesi SBF Dergisi*, 65(2), 143-163.
- Keskin, M. (2022). Türkiye’deki Kalkınma Planlarının Bölgesel Kalkınma Perspektifinden Değerlendirilmesi. *Ekonomi, İşletme ve Maliye Araştırmaları Dergisi*, 5(1), 1-24.
- Narin, M. (2024). Türkiye. Bölgesel Kalkınma Ajansları, Editör: Mehmet Akif Özer, İlker Karakoyunlu, Seçil ÖZDEN TÜRK, ss.13-39, Yetkin Yayınları, Ankara.
- Porsse, A., Haddad, E., & Ribeiro, E. P. (2007). Economic Effects of Regional Tax Incentives: A General Equilibrium Approach. *Latin American Business Review*, 7(3-4), 195-216.
- Quaye, D. M., Sekyere, K. N., & Acheampong, G. (2017). Export Promotion Programmes and Export Performance: A Study of Selected SMEs in the Manufacturing Sector of Ghana. *Review of International Business and Strategy*, 27(4), 466-483.
- Recepoğlu, M., & Değer, M. K. (2016). Türkiye’de Bölgesel Yatırım Teşviklerinin Bölgesel Ekonomik Büyüme Üzerine Etkisi: Düzey 2 Bölgeleri Üzerine Panel Veri Analizleri (2004-2011). *Kastamonu Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*, 14, 6-21.
- Recepoğlu, M., Doğanay, M. A., & Değer, M. K. (2022). Yatırım Teşvikleri, Kamu Yatırım Harcamaları ve İhracat Arası İlişkiler: Türkiye’de İller Üzerine Panel Nedensellik Analizi. *Mehmet Akif Ersoy Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*, 9(2), 1056-1081.
- Resmi Gazete, (2012). 15/6/2012 Tarihli ve 2012/3305 Sayılı Yatırımlarda Devlet Yardımları Hakkında Karar. Erişim Tarihi: 26.03.2024, Erişim Adresi: file:///C:/Users/merve/Downloads/YatirimlardaDevletYardimlariHakkindaKarar6.pdf.
- Roy, D. K. (1993). Impact of Incentives on Export Performance of Bangladesh: A Preliminary Assessment. *The*

- Bangladesh Development Studies*, 21(2), 25-44.
- Sağdıç, E. N., Karaş, G., & Yıldız, F. (2021). The Impact of Investment Incentives on Regional Economic Growth in Turkey: An Empirical Analysis. *Journal of Turkish Court of Accounts*, 32(121), 39-64.
- Selim, S., Koçtürk, O. M., & Eryiğit, P. (2014). Türkiye’de yatırım teşvikleri ve sabit yatırımların istihdam üzerine etkisi: Panel veri analizi. *Ege Akademik Bakış*, 14(4), 661-673.
- Sevinç, E., & Şeker, A. (2023). Yatırım teşvikleri ile uluslararası ticaret ve doğrudan yabancı yatırımlar arasındaki ilişki: Türkiye örneği (2001-2021). *Alanya Akademik Bakış Dergisi*, 7(1), 337-354.
- Schalk, H. J., & Untiedt, G. (2000). Regional Investment Incentives in Germany: Impacts on Factor Demand and Growth. *The Annals of Regional Science*, 34, 173-195.
- Sungur, O., & Öçal, M. (2016). Bölgesel Kalkınmada Teşviklerin Önemi Ve Burdur İlinin 2001-2015 Yılları Sektörel Teşvik Performansı. 16. Ulusal Bölge Bilimi ve Bölge Planlama Kongresi, Süleyman Demirel Üniversitesi, 1-2 Aralık, Isparta.
- Şeker, A. (2020). Türkiye’de ihracat ve yatırım teşvikleri arasındaki ilişki: ARDL sınır testi. *MANAS Sosyal Araştırmalar Dergisi*, 9(4), 2311-2326.
- Takım, A., & Ersungur, Ş. M. (2018). Türkiye’de Teşvik Sisteminin Yapısı, Sorunları Ve Etkinliği Üzerine Bir Politika Önerisi: Tek Bir Uygulamacı Kuruluş Sorunları Çözer Mi?. *Atatürk Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Dergisi*, 32(3), 725-744.
- Yayar, R., & Demir, Y. (2012). Bölgesel Kalkınma ve Yatırım Teşvikleri: Tokat İlinde Bir Uygulama. *Erciyes Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*, 39, 119-146.
- Yavan, N. (2012). Türkiye’de Yatırım Teşviklerinin Bölgesel Belirleyicileri: Mekânsal Ve İstatistiksel Bir Analiz. *Coğrafi Bilimler Dergisi*, 10(1), 9-37.
- Yavuz, A. (2010). Bir Maliye Politikası Aracı Olarak Yatırım Teşviklerinin Rekabet Koşulları Altında Özel Kesim Yatırımları Ve İstihdam Üzerine Etkisi: Ekonometrik Bir Analiz. *Süleyman Demirel Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*, 15(1), 83-101.
- Yılmaz, H. (2020). Türkiye’de Yatırım Teşvik Sisteminin Tarihçesi. *Akademik Araştırmalar ve Çalışmalar Dergisi*, 12(23), 431-441.

Atf biçimi / How to cite this article

Erilli, N., Koşaroğlu, Ş.M., Yalman, İ.N., Dünder, S., Yıldız, S.Y. (2024). Türkiye’de yatırım teşvikleri etkinliğinin yatırımcılar açısından değerlendirilmesi üzerine ampirik bir uygulama. *İktisat Politikası Araştırmaları Dergisi - Journal of Economic Policy Researches*, 11(2), 317-333. <https://doi.org/10.26650/JEPR1466048>

EKLER:**Ek 1: Teşviklerin Firma Faaliyetlerindeki Etkileri Sorularına Verilen Cevapların Yüzdeleri**

	Kesinlikle Katılmıyorum	Katılmıyorum	Fikrim Yok	Katılıyorum	Kesinlikle Katılıyorum
Teşviklerle Beraber Firmamızın Satışlarında Artış Oldu	7,3	9,9	20,1	43,1	19,5
Teşviklerle Beraber Firmamızın Ürün Çeşitliliği Arttı	11,8	11,8	19,2	37,1	20,1
Teşviklerle Beraber Firmamızın Üretim Miktarı Arttı	7,7	9,9	15,7	40,6	26,2
Teşviklerle Beraber Firmamızın İhracat Miktarı Arttı	8,3	17,9	31	24	18,8
Teşviklerle Beraber Firmamızın Toplam Borç Miktarı Azaldı	9,6	14,7	26,8	33,2	15,7
Teşviklerle Beraber Firmamızın Karlılık Arttı	6,7	7,3	18,5	42,5	24,9
Teşviklerle Beraber Firmamızın Teknoloji Kullanımı Arttı	10,5	11,5	15,3	37,1	25,6
Teşviklerle Beraber Firmamızın Nitelikli İşgücü Sayısı Arttı	7,7	12,8	16,6	43,8	19,2
Teşviklerle Beraber Firmamızın Personel Sayısı Arttı	9,9	8,6	16	38	27,5
Teşviklerle Beraber Firmamızın E-Ticareti Arttı	10,5	17,3	33,5	24	14,7

Ek 2: Teşvik Uygulama Sürecindeki Görüşler Sorularına Verilen Cevapların Yüzdeleri

	Kesinlikle Katılmıyorum	Katılmıyorum	Fikrim Yok	Katılıyorum	Kesinlikle Katılıyorum
Teşvik uygulamaları ile ilgili yeterli bilgiye sahibim	15	28,4	15	33,9	7,7
Teşvik uygulama süreçlerinde bakanlık uzmanlarına kolaylıkla ulaşabiliyorum	25,6	30	16,3	19,2	8,9
E-TUYS, kullanıcı dostu bir uygulamadır	24,3	17,9	25,2	21,7	10,9
Teşvik belgesi başvuru süreçlerinde zorluk çekiyorum	18,8	21,7	20,4	28,4	10,5
Teşvik belgesi yürütme süreçlerinde zorluk çekiyorum	16	24,6	21,4	25,2	12,8
Teşvik belgesi kapatma süreçlerinde zorluk çekiyorum	16,9	25,2	19,2	28,1	10,5
Teşvik uygulamaları işletmenin kuruluş yeri seçiminde oldukça önemli bir etkidir	17,6	14,7	25,6	26,8	15,3
Teşvik uygulamalarının bölgelerarası kalkınmışlık farklarını gidermeye yardımcı olacağını düşünüyorum	14,4	15,7	17,3	33,5	19,2
Teşvik uygulamaları girişimcilik ruhunu harekete geçirmiştir	18,2	16,9	21,4	29,4	14,1
Teşviklerin iliniz sosyo-ekonomik yapısında olumlu etkileri olmuştur	17,9	15,7	22,4	29,7	14,4
Teşvikler geçmişte ilinizden göç eden yatırımcıların yeniden dönmesinde ve memleketlerinde yeni yatırımlar yapmasında etkili olmuştur	16,9	22	24,3	21,4	15,3
Teşvik uygulamaları istihdamla ilgili sorunların azalmasında etkili olmuştur	18,8	14,1	19,8	33,2	14,1
Teşvik uygulamalarıyla gerçekleşen yatırımlar beklenen düzeyde olmuştur	20,8	25,9	26,8	16	10,5
Teşvik uygulamalarından yararlanmak üzere yabancı yatırımların ülkemize ve şehrimize gelmesi beklenmektedir	16	23,6	25,2	21,7	13,4
İlinizde yatırım yapmanın öncelikli nedeni Teşvik uygulamalarıdır	18,8	25,9	23,3	18,5	13,4
3305 sayılı Teşvik kanununda yer alan destek unsurları, yeni yatırımlar ve girişimler açısından yeterlidir	19,8	26,5	26,5	17,6	9,6

Dış Borç-Ekonomik Büyüme İlişkisi: Türkiye Ekonomisi İçin Ekonometrik Bir Analiz

Relationship between External Debt and Economic Growth: An Econometric Analysis of the Turkish Economy

Yağmur Yavuz¹ , Mehmentsıddık Polat² 

ÖZ

Ekonomik büyüme olgusunun gelişmekte olan ülkelerin iktisadi ilerlemelerinde en öncü göstergelerden biri olması hem iktisatçılar hem de politika yapıcılar tarafından uzun süredir kabul gören bir yaklaşımdır. Gelişmiş ülke ekonomilerinin aksine gelişmekte olan ekonomilerde, sınırlı tasarruf ve sermaye birikimine dayalı gerçekleştirilen büyümenin dış kaynakların kullanımıyla aşılma çabası, Türkiye'nin de içinde bulunduğu bu gruptaki ülkeleri dış borç alımına yönlendirir. Dış borcun alındıktan sonra ekonomik büyümeye olan katkısı ise, ülkelerin mevcut iç kaynakları ve alınan borcun hangi alanlarda kullanıldığına göre farklılıklar göstermektedir. Benzer şekilde nüfus büyüme olgusu ile dış ticarete açıklık da, verimli kaynakları sınırlı olan çoğu gelişmekte olan ülke için ekonomik büyümenin ana kaynaklarından. Bu çalışmada dış borç-ekonomik büyüme ilişkisi, Türkiye ekonomisi için 1973-2021 dönemi baz alınarak ekonomik değişkenler aracılığıyla ele alınmıştır. Analizde geleneksel birim kök testleri olarak değerlendirilen, Genişletilmiş Dickey-Fuller Birim Kök Testi ve Phillips-Perron Birim Kök Testi kullanılmıştır. Yapısal kırılmayı dikkate alan Narayan ve Popp (2010) Birim Kök Testi ve Güriş (2019) çalışmasında geliştirilen, yapısal kırılmaların Fourier fonksiyonları ile modellendiği doğrusal olmayan Fourier Kruse Birim Kök Testi ile değişkenlerin durağan yapı sergileyip sergilemedikleri sınanmıştır. Çalışmanın devamında, değişkenler arasındaki uzun dönemli ilişki ARDL Sınır Testi ile incelenmiştir. Çalışmadan elde edilen sonuçlar, dış borçların ve nüfus büyüme oranının ekonomik büyümeyi istatistiksel olarak anlamlı ve negatif yönde etkilediğini gösterirken, dış ticarete açıklığın ekonomik büyüme üzerindeki etkisinin istatistiksel olarak anlamlı ve pozitif yönde olduğunu göstermektedir.

Anahtar Kelimeler: Dış borç, Ekonomik büyüme, Ticarete açıklık, Birim kök testi, ARDL

Jel Sınıflaması: 047, F34, C01

¹Arş. Gör., İstanbul Gedik Üniversitesi, İktisadi, İdari ve Sosyal Bilimler Fakültesi, Yönetim Bilişim Sistemleri Bölümü, İstanbul, Türkiye

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

Sorumlu yazar /

Corresponding author: Yağmur Yavuz

E-posta / E-mail: yagmur.yavuz@gedik.edu.tr

Başvuru / Submitted : 01.02.2024

**Revizyon Talebi /
Revision Requested** : 24.06.2024

**Son Revizyon /
Last Revision Received** : 05.07.2024

Kabul / Accepted : 16.07.2024



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

ABSTRACT

The phenomenon of economic growth being a leading indicator of economic progress in developing countries has long been accepted by economists and policymakers. In contrast to advanced economies, in developing economies, the pursuit of growth based on limited savings and capital accumulation often requires overcoming challenges through the utilisation of external resources, leading countries in this group, including Turkey, to resort to foreign borrowing. The contribution of external debt to economic growth after acquisition varies depending on the countries' existing domestic resources and the areas in which the borrowed funds are utilised. Similarly, population growth and openness to foreign trade are key economic sources for many developing countries with limited productive resources. In this study, the external debt-economic growth relationship is discussed using economic variables based on the 1973-2021 period for the Turkish economy. Traditional unit root tests, namely the Augmented Dickey-Fuller Unit Root Test and the Phillips-Perron Unit Root Test, are employed in the analysis. This study also investigates the stationarity of variables using the Narayan and Popp (2010) Unit Root Test, which considers structural breaks, and the non-linear Fourier Kruse Unit Root Test developed by Güriş (2019), where structural breaks are modelled using Fourier functions. Furthermore, the long-term relationships between variables is examined using the ARDL Bound Test. The results indicate that external debt and population growth rate have a statistically significant and negative impact on economic growth, whereas the effect of openness to foreign trade on economic growth is statistically significant and positive.

Keywords: External debt, Economic growth, Trade openness, Unit root test, ARDL

Jel Classification: 047, F34, C01

EXTENDED ABSTRACT

The net effect of external debt on economic growth is a heavily debated issue. For developing and less developed economies, external debt can provide the necessary capital for economic growth, but it can lead to negative consequences if misused and becomes unsustainable. The effect of external debt can vary depending on a country's effective management of its economic policies, debt utilisation, and repayment capacity. Therefore, when evaluating the impact of external debt, it is important to consider a careful balancing and sustainability perspective is important to ensure stable and long-term economic growth. Additionally, a country's dense population can be viewed as a potential labour force and can contribute to economic growth by increasing economic output. On the other hand, foreign trade can stimulate economic growth because it enhances productivity through greater market access and specialisation.

The relationship between economic growth and external debt is crucial in modern macroeconomics. Keynes' principle of the necessity of state intervention for developing countries' growth forms the basis for external debt theory. Keynes emphasised the importance of external debt in achieving economic growth for many developing countries that have problems in accumulating savings. The growth model, which forms the theoretical basis of Keynes and explains which paths countries should follow in their growth processes, was developed by his colleagues Harrod-Domar, who came after him.

External debt growth theory continued with Harrod-Domar's model, which accepts investments as the primary element of growth. In this model, the importance of external debt in increasing total savings to reach the targeted growth rate is demonstrated. The Harrod-Domar model explains the long-term equilibrium state of aggregate supply and demand at the point at which the investment-saving ratio in a certain period is equalised. According to this model, when countries with insufficient savings accumulate to meet their financing needs through borrowing, investments increase, resulting in high long-term growth rates. Transferring foreign debt to investments generates a significant increase in national income, which also positively impacts domestic savings. Thus,

increasing domestic savings will reduce the country's initial external debt requirements, and sufficient resources will be provided to pay off the existing debt (Mosley et al. 1987).

According to the findings obtained from studies by other economists, such as Krugman and Paper, external debt affects economic growth positively initially but negatively after a certain threshold value. Moreover, according to these economists, external debt reduces domestic savings. Krugman (1988) emphasised debt overhang when this value of a country's potential future resource transfers is lower than its total debt. As external debt stock gradually increases over the long term, investors reduce their return expectations in anticipation of higher tax rates for debt repayment.

In this study, we examined how external debt, population growth, and openness to foreign trade affected economic growth in the Turkish economy between 1973 and 2021. The findings indicate that the effects of external debt and population growth rate variables on economic growth are statistically significant and negative. It is observed that the effect of openness on foreign trade is statistically significant and positive. According to the results, a 1% increase in external debt will cause a 1.20% decrease in economic growth. A 1% increase in population growth will cause a 0.51% decrease in economic growth. An increase in openness to foreign trade by 1% has a positive impact on economic growth of 0.50%.

The results from the literature are as follows; Uysal et al. (2009), Çelik and Direkçi (2013), and Biçer (2020) found a negative relationship between external debt and growth. Kutlu and Yurttagüler (2016), Yavuzer (2020), Çeştepe et al. (2021), Arslanhan ve Çondur (2022), Kadiroğlu (2023) found this relationship to be positive. Çöğürçü and Çoban (2011), Çevik and Cural (2013), Ağır (2016) concluded that there is no relationship between external debt and growth.

In this study, we examined the relationship between economic growth and external debt using various unit root tests. The examination of the unit root processes of the series used in our analysis constitutes the first step of our study. In this step, we used the Augmented Dickey Fuller and Phillips-Perron unit root tests, which are considered conventional unit root tests. Because it is known that conventional unit root tests do not take into account structural breaks and thus give non-stationary results for stationary series, we analysed the series using the Narayan and Popp (2010) unit root test, which takes into account structural breaks. In recent years, the use of nonlinear unit root tests in which the structural break is modelled by Fourier functions has increased considerably. This approach makes it possible to examine the unit root process without assuming the form, number, and date of the structural break. For this reason, the series are finally analysed with the Güriş-Fourier Kruse (2019) unit root test. After this step in which the stationarity levels of the series are determined, the second step, the existence of a long-run relationship between the series is analysed with the ARDL approach. ARDL analysis allows other variables to be I(0) or I(1), provided that the order of the dependent variable is I(1). Therefore, the use of this approach provides an advantage when investigating the existence of long-run relationships between series.

Taking these factors into consideration, the main objective of this study is to determine how external debt affects economic growth. In addition to external debt, trade openness and population growth rate are considered effective variables for explaining economic growth. Therefore, we investigate how external debt, trade openness, and population growth influence Turkish economic growth.

1. Giriş

Ülkelerin sosyal ve siyasal açıdan gelişimlerini sağlamaları ve ulusal gelir düzeylerinin artırılması temel hedefleridir. Gayri safi yurtiçi hasıla, ekonomik performansın en etkili ölçütü olarak kabul

edilmektedir. Dış borç, bir ülkenin yabancı kuruluşlardan ya da farklı ülkelerden borç para alma durumunu ifade eder. Dış borçlar, bir ülkenin iç kaynaklarının yetersiz kaldığı durumlarda ekonomik büyümeyi canlandırmak amacıyla kullanılabilir. Dış borçların doğru ve etkili yönetimi ekonomik büyümeyi teşvik ederek kalkınmaya katkıda bulunabilir (Çelik & Direkçi, 2013: 113).

Dış borçlanmanın küresel olarak yaygınlaşması İkinci Dünya Savaşı sonrası döneme dayanmaktadır. Savaşın yıkıcı etkileri birçok ülkenin ekonomilerini iyileştirmek amacıyla başta az gelişmiş ülkeler olmak üzere, dış borca başvurmalarına sebep olmuştur. Bu doğrultuda gelişmiş ülkeler, az gelişmiş ve gelişmekte olan ülkelere kredi vermişlerdir (Çeştepe, Tay Bayramoğlu, & Sümer, 2021: 420). Dış borçlar belirli bir vadeye sahiptir ve faiz ödemelerini içerir. Alınan dış borcun verimli alanlarda kullanılmaması, kalkınma planlarına katkı sağlamaz ve borcun vadesi dolduğunda borcun borç ile kapatılması problemini yaratır. Borçlanma düzeyinin artması belirsizliğin ortaya çıkmasına ve güven kaybına sebep olur. Ödenecek anapara ve faiz ödemelerinin artması, ülke kaynaklarının israfına sebep olur ve böylece yerli ve yabancı yatırımların yapılmasında engelleyici bir rol oynar (Çelik & Direkçi, 2013: 113; Gürdal & Yavuz, 2015: 158).

Borçlanmanın ekonomik büyüme üzerindeki etkisinin olumlu veya olumsuz olduğuna dair birçok yaklaşım bulunmaktadır. Dış borcun ekonomik teorisi, Keynes'in "ekonomik büyümede devlet müdahalesinin gerekliliği" teorisine dayanmaktadır. Keynes'e göre gelişmekte olan bir ülkenin dış borç alması, ekonomik büyüme açısından yararlı olacaktır. İç kaynaklar ile sağlanamayan büyük yatırımlar, dış borç ile sağlanabilecektir. Bu şekilde etkin bir biçimde yapılan yatırımlar milli geliri artıracak ve borcun geri ödenme aşamasında yaşanacak olan olumsuzlukları engelleyecektir. Dış borç büyüme teorisi Harrod-Domar'ın büyümenin ana unsuru olarak yatırımları kabul eden modeli ile devam etmiştir. Bahsedilen modelde hedeflenen büyüme oranına ulaşabilmek için toplam tasarrufların artırımında dış borcun önemi gösterilmekte ve oluşturulan dinamik uzun dönem modeli Keynes'in kısa dönemli modelinin genişletilmiş versiyonudur. Harrod-Domar modelinde tasarruf-yatırım oranıyla büyüme oranının paralel bir seyir halinde olduğu belirtilmekte ve ekonomik büyümenin gerçekleşebilmesi için yatırım artışının olması gerektiği varsayılmaktadır (Mosley, Hudson, & Horell, 1987:616).

Bunlara ek olarak borçlanmanın ekonomik büyüme üzerinde olumlu etkilerini savunan Nurkse (1963), Chenery ve Strout (1966) gibi çalışmalar literatürde yerini bulmuştur. Griffin ve Enos (1970), Papenek (1973), Krugman (1988 ve 1989) gibi çalışmalar ise dış borçların ekonomik büyümeyi olumsuz yönde etkilediğini savunan öncü çalışmalar olmuştur. Yapılan çalışmalara göre, dış borçlanma başlangıçta ekonomik büyümeyi pozitif yönde etkiler ancak belirli bir eşik değerden sonra etkiler negatif yönde olmaktadır. Aynı zamanda dış borçların yurtiçi tasarrufları düşürdüğü genel olarak öne sürülmüştür (Çöğürçü & Çoban, 2011: 136). Kısa vadeli sermaye girişine bağlı büyümenin hedeflendiği bir ekonomide, orta vadede makroekonomik yapıda dengesizlikler ortaya çıkar ve Türkiye gibi gelişmekte olan ülkelerde büyümenin hedeflenmesi ekonomik krizle beraber sonuçlanır. Dolayısıyla da artan ve kısa vadeli bir dış borç yapılanmasına dayalı büyüme politikalarının alternatif olamayacağı açıktır (Yentürk, Ülengin, & Çimenoglu, 2005: 197).

Dış borçların ekonomik büyüme üzerindeki net etkisi genel olarak belirsizdir. Dış borcun üretken alanlarda kullanılması; yatırımları teşvik edecek kanalların, milli gelirin ve yurtiçi kaynakların artmasına olanak verir. Üretken alanlarda kullanılmadığında ise, alınan borçlara geri ödenirken bir faiz yükü de eklendiğinden dolayı, ekonomik büyüme hızında yavaşlatıcı bir etki olmaktadır. Özellikle gelişmekte olan Türkiye gibi bir ülkede dış borcun nihai yapısı, 2001 sonrası geçirdiği dönüşümle beraber birçok göstergelyi olumsuz etkileme gücüne sahiptir. Kriz sonrası dönemde dış

borcun ekonomi üzerinde yaratacağı tahribatlardan kaçınmak için, kısa vadeli stokun uzun vadeli bir yapıya dönüştürülmeye çalışması ve kamu-özel sektör ayrımında borçluluk oranlarının özel sektör aleyhine artması, sonraki yıllarda ekonominin genel dengesi bakımından belirleyici olmuştur.

İthalat ve ihracat önündeki sınırlamalarının kaldırılması veya azaltılmasıyla ticareti serbestleştirerek milli geliri artırmak, dolayısıyla da ekonomik büyümeyi sağlamak, bir ülkenin refahı için temel hedeflerden biri olmaktadır (Sandalcılar & Yalman, 2012: 49). Bir ülke ekonomisinin uluslararası ticarete ne kadar açık olduğunu ifade eden “Dış Ticarete Açıklık” veya “Ticari Açıklık” kavramı, ülkeler açısından dış ticaret büyüklüğünün bir göstergesi olarak kullanılabilir. Dış ticarete açıklık kavramı ekonomik büyüme, inovasyon ve rekabet açısından önemlidir. Açık bir ticaret politikasının kaynak paylaşımını teşvik etmesi, ülkeler arasında serbest dolaşım gibi olumlu etkilere sahiptir. Ancak aynı zamanda bazı sektörlerde rekabetin artmasıyla birlikte fiyat düşüşlerinin beraberinde getirdiği kar marjının düşmesi, maliyetleri düşürmek amacıyla kalite düşüşlerinin yaşanması, dolayısıyla yerel kuruluşların zorlanmasına da sebep olabilmektedir. Bu sebeple dış ticarete açıklığın ekonomik büyüme üzerindeki etkisi bilimsel çalışmalarda üzerinde tartışılan bir konu olmaktadır.

Ricardo'nun (1817) Karşılaştırmalı Üstünlükler Teorisi'ne göre mal ve hizmet ticareti üzerinde bir kontrol olmaması, ülkelerin üretiminde potansiyelinin fazla olduğu malları üretmelerini sağlar ve böylece ihracatta dolayısıyla da ekonomik büyümede artış yaşanmaktadır (Ricardo, 1821: 89-90). Teori, ülkelerin belirli mal ve hizmetlerde uzmanlaşp ticaret yapması durumunda ekonomide etkinliğin artacağını savunmaktadır. Karşılaştırmalı Üstünlükler Teorisi iktisat bilimine katkısından dolayı, kendisinden sonra üzerine çalışılan ve ana akım iktisada karşıt olarak yeni yaklaşımların geliştirilmesine olanak veren bir çalışma olmuştur.

Dış ticarete açıklığın ekonomik büyüme üzerinde olumlu etkisinin olduğunu savunan görüşlerin olması gibi, olumsuz etkilerinin olduğunu savunan görüşler de mevcuttur. Olumsuz görüşlerin temellendiği bazı sebepler arasında, özellikle genç endüstrilerin kurulmasını veya gelişimini engelleme, nitelikli iş gücü ve teknolojik gelişmişlik düzeyindeki farklılıkların neden olduğu durumlarla birlikte, gelişmekte olan ülkelerin gelişmiş ülkelere bağımlılığının artması ve ödemeler dengesinin gelişmekte olan ülkelerin aleyhine bozulması bulunmaktadır (Sandalcılar & Yalman, 2012: 51).

Neo-klasik Büyüme Teorisi'nde nüfus artış hızının ekonomik büyüme üzerinde olumsuz etkilerinin olacağı belirtilirken, İçsel Büyüme Teorisi'nde nüfus artış hızının olumlu etkileri açıklanmaktadır (Çöğürücü & Çoban, 2011: 134). Solow'un büyüme modeli ile daha yeni geliştirilen içsel büyüme modelleri, nüfus artışı, tasarruf ve teknolojik gelişmelerin, bir ülkenin yaşam standardını ve artış hızını belirleme sürecinde birbirleriyle nasıl etkileşimde bulunduğunu ortaya koymaktadır (Mankiw, 2007: 273).

Tüm bunlar dikkate alındığında, bu çalışmada Türkiye'deki dış borcun, dış ticarete açıklığın ve nüfus büyüme oranının ekonomik büyümeyi ne şekilde etkilediği araştırılmaktadır. Çalışmanın ikinci kısmını literatür taraması, üçüncü kısmını ekonometrik yöntem, dördüncü kısmını veri ve ampirik sonuçlar ve son olarak beşinci kısmını analizden elde edilen sonuçlar oluşturmaktadır.

2. Literatür Taraması

Çalışmanın bu bölümünde, öncelikle Türkiye ve sonrasında farklı ülkeler için dış borçların ekonomik büyüme üzerindeki etkilerinin araştırıldığı çalışmalar incelenmiştir. Bu çalışma ile

ilişkilendirilebilecek konular, metodolojik yaklaşımlar ve sonuçlar değerlendirilerek, literatüre ele alınan güncel dönem ve yeni test yöntemleriyle katkıda bulunmak istenmektedir.

Uysal, Hüseyin ve Mucuk (2009) 1965-2007 dönemi için, Türkiye ekonomisinde ekonomik büyüme ve dış borçlar arasındaki ilişkiyi VAR Analizi ile incelemişlerdir. Elde edilen sonuçlar dış borçların, kısa ve uzun vadede ekonomik büyümeyi negatif bir şekilde etkilediği yönündedir. Kullanılan değişkenler arasında yapılan Granger Nedensellik Testi sonuçları, dış borcun ekonomik büyümenin Granger nedeni olduğunu gösterirken, ekonomik büyümenin dış borcun Granger nedeni olmadığını göstermektedir. Çöğür ve Çoban (2011) çalışması 1980-2009 dönemini dikkate alarak, dış borç ve ekonomik büyüme ilişkisini Türkiye için değerlendiren bir başka çalışmadır. Çalışmada değişkenler arasında uzun dönemli bir ilişkinin olup olmadığı Johansen Eşbütünleşme Testi ile incelenmiştir. Testin sonucundan elde edilen bulgular, değişkenler arasında uzun dönemli bir ilişkinin olmadığını göstermiştir. Çelik ve Direkçi (2013) 1991-2010 dönemini ele alarak, Türkiye ekonomisi için dış borçlar ve ekonomik büyüme arasındaki ilişkiyi değerlendirmişlerdir. Kullanılan değişkenler arasında uzun dönemli ilişkinin incelenmesinde Johansen Eşbütünleşme Testi kullanılmıştır. Çalışmanın devamında En Küçük Kareler Yöntemi kullanılarak regresyon analizi ve son olarak Granger Nedensellik Testi uygulanmıştır. Ekonometrik analizlerin sonuçları, Türkiye'deki dış borçların ekonomik büyüme üzerinde negatif bir etkiye sahip olduğunu göstermiştir. Çevik ve Çural (2013) çalışmasında, 1989:Q1-2012:Q4 dönemi için, iç ve dış borçlanmanın ekonomik büyüme üzerindeki etkisi Türkiye için analiz edilmiştir. Kullanılan değişkenler arasındaki nedensellik ilişkisi Vektör Otoregresif Model (VEC) ve Toda-Yamamoto Nedensellik Testi ile analiz edilmiştir. Gerçekleştirilen ekonometrik analiz sonuçlarından elde edilen bulgular, dış borçtan ekonomik büyümeye doğru tek yönlü bir nedensellik ilişkisini gösterirken, iç borcun ekonomik büyümenin nedeni olduğuna dair bir kanıt elde edilememiştir. Kamu ve özel sektöre ait dış borçlar olarak kategorize edilen değişkenler ekonomik büyümenin Granger nedeni olarak belirlenmiştir. Çalışmada 2001 ekonomik krizinin iç borçlanma ile ekonomik büyüme arasındaki nedensellik ilişkisini etkilediğine dair kanıt elde edilememiştir. Kutlu ve Yurttagüler (2016) çalışmalarında 1998:Q1-2014:Q2 dönemini dikkate alarak, net dış borç stoku ile ekonomik büyüme arasındaki nedensellik ilişkisini Granger nedensellik testiyle analiz etmeye çalışmıştır. Çalışmada değişkenler arasındaki uzun dönemli ilişki eşbütünleşme yöntemiyle analiz edilmeye çalışılmış ve yöntem olarak da Johansen yöntemi kullanılmıştır. Değişkenler arasındaki uzun dönemli ilişki Johansen Eşbütünleşme Testi ile tespit edilmiş ve Granger nedensellik testiyle beraber ilişkinin net dış borç stokundan ekonomik büyümeye doğru tek yönlü bir ilişki içinde olduğu belirtilmiştir. Çalışmanın ampirik bulgularına göre net dış borç stokunun ekonomik büyümenin Granger nedeni olduğu; buna karşılık ekonomik büyümenin net dış borç stokunun Granger nedeni olmadığı sonucuna varılmıştır. Ağır (2016) çalışması, 1970-2014 dönemini dikkate alan, Türkiye için dış borçlanmanın ekonomik büyüme üzerindeki etkisini nedensellik testleri ile inceleyen ampirik bir çalışmadır. Analiz için Johansen Eşbütünleşme Testi, Toda-Yamamoto Nedensellik Testi, Diks-Panchenko (2005- 2006) Doğrusal Olmayan Nedensellik Testi ve Hatemi J. (2012) Asimetrik Nedensellik Testi kullanılmıştır. Ekonomik büyüme ile dış borç değişkenleri arasında Toda-Yamamoto nedensellik analizine göre bir nedensellik ilişkisi bulunmamıştır. Diks ve Panchenko (2005-2006) doğrusal olmayan nedensellik testi sonuçları dış borçlanma ve ekonomik büyüme arasında doğrusal olmayan bir nedensellik ilişkisinin olmadığını göstermektedir. Hatemi J. (2012) tarafından geliştirilen asimetrik nedensellik testine göre, dış borçlarda oluşan şoklar ekonomik büyümedeki negatif şokların nedenini oluşturduğu yönündedir. Yavuzer (2020) çalışması, Türkiye'de dış borç ve ekonomik büyüme arasındaki ilişkiyi

2000:Q1-2019:Q3 dönemini kapsayan verileri kullanarak, Engle-Granger Eşbütünleşme Analizi aracılığıyla araştıran ampirik bir çalışmadır. Çalışmanın sonucunda uzun dönemde dış borç ve ekonomik büyüme arasında pozitif yönlü bir ilişki bulunmuştur. Biçer (2020) çalışması, 1970-2017 döneminin Türkiye için, dış borç ve ekonomik büyüme ilişkisinin incelendiği bir başka çalışmadır. Çalışmada Gecikmesi Dağıtılmış Otoregresif Model (ARDL) yöntemi kullanılarak, farklı model spesifikasyonları incelenmiştir. Çalışmadan elde edilen sonuçlar dış borç göstergelerinin, dikkate alınan her model için ekonomik büyümeyi negatif olarak etkilediğini göstermektedir. Gülcemal (2021) çalışması, 1990-2019 yılları arasındaki döneme ait yıllık verileri kullanarak, dış borç kullanımı ve ekonomik büyüme arasındaki ilişkiyi Türkiye için analiz etmiştir. Çalışmada ilişkinin analizi için ARDL, Toda-Yamamoto Nedensellik Testi kullanılmıştır. Elde edilen bulgular dış borç ve ekonomik büyüme arasında bir eşbütünleşme ilişkisinin olduğunu göstermiştir. Elde edilen bir diğer bulgu ise, ekonomik büyümeden dış borca doğru bir nedensellik ilişkisi olduğunu ancak dış borçtan ekonomik büyümeye doğru bir nedensellik ilişkisinin olmadığını göstermektedir. Çeştepe, Tay Bayramoğlu ve Sümer (2021), 1998:Q1-2019:Q2 dönemini kapsayan, Türkiye ekonomisinde dış borçlanma ve ekonomik büyüme arasındaki ilişkinin ARDL yöntemiyle araştırıldığı bir çalışmadır. Çalışmanın sonuçları ekonomik büyüme ve dış borç arasındaki ilişkinin pozitif yönde olduğunu göstermektedir. Arslanhan ve Çondur (2022) çalışmasında, Türkiye’de dış borç ve ekonomik büyüme ilişkisi, 2003:Q1-2021:Q3 dönemi için VAR Analizi ile incelenmiştir. Elde edilen bulgular, kısa ve uzun dönemde dış borçlanmalarda meydana gelen azalışların, ekonomik büyümeyi azalttığını göstermektedir. Yaşar, İşleyen ve Demir (2023) çalışması 1990-2019 dönemini inceleyerek, Türkiye için dış borçlar ve ekonomik büyüme arasındaki ilişkinin analiz edildiği güncel çalışmalardan biridir. Kullanılan değişkenler arasındaki uzun dönemli ilişkinin sınanmasında Engle-Granger Eşbütünleşme Testi ve Gregory-Hansen Eşbütünleşme Testi kullanılmıştır. Nedensellik ilişkisinin araştırılmasında ise, Granger Nedensellik Testi ve Toda Yamamoto Nedensellik Testi kullanılmıştır. Çalışmadan elde edilen sonuçlar, dış borçlanma değişkenleri ile ekonomik büyüme değişkeni arasında uzun dönemli bir ilişkinin mevcut olduğunu göstermiştir. Çalışmada yapılan her iki nedensellik testi sonuçları ise, dış borç ve ekonomik büyüme arasında bir nedensellik ilişkisinin olmadığını göstermektedir. Kadiroğlu (2023) çalışmasında 1994-2020 dönemi için, Türkiye’de dış borcu etkileyen faktörler incelenmiştir. Çalışmada ARDL yöntemi kullanılmış olup, elde edilen sonuçlar milli gelirin dış borç stoku üzerinde pozitif bir etkisinin olduğunu göstermektedir.

Malik, Hayat ve Hayat (2010) analizinde dış borç ve ekonomik büyüme ilişkisi Pakistan ekonomisi için incelenmiştir. 1972-2005 yılları arasındaki verilerin kullanıldığı çalışmada, ele alınan konu En Küçük Kareler Yöntemi ile sınanmıştır. Sonuç olarak dış borcun ekonomik büyüme ile negatif ve istatistiksel açıdan anlamlı bir ilişkisinin olduğu ortaya konmuştur. Shah ve Pervin (2012), Bangladeş ekonomisi için zaman serisi teknikleri aracılığıyla dış borç ve ekonomik büyüme arasındaki ilişkiyi inceleyen bir farklı çalışmadır. 1974-2010 döneminin ele alındığı çalışmada analizde uzun dönemli ilişki Engle Granger Eşbütünleşme Analizi ile gerçekleştirilmiştir. Analiz sonuçları, uzun dönemde dış borç ve ekonomik büyüme arasında istatistiksel olarak anlamlı bir ilişki olduğunu ortaya koymaktadır. Kasidi ve Said (2013) çalışmasında, 1990-2010 dönemi dikkate alınarak Tanzanya için dış borcun ekonomik büyüme üzerindeki etkisi araştırılmıştır. Johansen Eşbütünleşme Analizi’nin kullanıldığı çalışmanın sonuçları dış borç ve ekonomik büyüme arasında uzun dönemli bir ilişkinin olmadığını göstermektedir. Udeh ve Onwuka (2016), Nijerya’da dış borcun ekonomik büyümeyi nasıl etkilediğini tespit etmeyi amaçlayan bir çalışmadır. Çalışma için 1980-2013 dönemi dikkate alınmıştır ve analiz çeşitli zaman serisi teknikleriyle gerçekleştirilmiştir. Sonuçlar dış borç ve

ekonomik büyüme arasındaki ilişkinin kısa dönemde pozitif olduğunu göstermekteyken, uzun vadede negatif bir ilişki olduğunu göstermiştir. Khemais, Mohamed ve Nesrine (2016), Tunus ekonomisi için dış borç ve ekonomik büyüme ilişkisinin değerlendirildiği bir başka çalışmadır. 1961-2011 döneminin ele alındığı çalışmada VAR Analizi kullanılmıştır. Ampirik sonuçlar, dış borcun ekonomik büyümeye etkisinin uzun vadede negatif yönde olduğunu göstermektedir. Kharusi ve Ada (2018), Umman için dış borçlanma ve ekonomik büyüme ilişkisini araştıran ampirik bir çalışmadır. 1990-2015 dönemine ait zaman serisi verilerinin kullanıldığı çalışmada analiz ARDL yaklaşımıyla gerçekleştirilmiştir. Elde edilen bulgular Umman'da dış borcun ekonomik büyüme üzerindeki etkisinin negatif ve istatistiksel olarak anlamlı olduğunu göstermektedir. Getinet ve Ersumo (2020) çalışmasında Etiyopya ekonomisi için 1983-2019 dönemine ait yıllık veriler dikkate alınarak, ARDL yaklaşımı aracılığıyla dış borç ve ekonomik büyüme arasındaki ilişki çeşitli ekonomik değişkenler kullanılarak araştırılmıştır. Elde edilen bulgular, dış borcun Etiyopya ekonomisi üzerinde negatif ve istatistiksel olarak anlamlı bir etkisinin olduğunu ortaya koymaktadır. Alaulou, Kalai ve Helali (2023), Tunus'ta dış borcun ekonomik büyüme üzerindeki etkisini simetrik ve asimetrik açıdan inceleyen ampirik bir çalışmadır. Çalışmada 1965-2019 yıllık veriler kullanılarak doğrusal olmayan ARDL (NARDL) modeline dayalı bir analiz gerçekleştirilmiştir. Sonuçlar, asimetri etkisinin uzun dönemde geçerli olduğunu göstermektedir. Roy (2023) çalışması, Hindistan'da dış borcun ekonomik büyümeyi nasıl etkilediğini araştıran güncel çalışmalardan biridir. 1990-2020 döneminin ele alındığı çalışmada değişkenler arasındaki kısa ve uzun dönemli ilişki araştırılmıştır. ARDL ve dinamik otoregresif dağıtılmış gecikme (DARDL) modellerine dayalı gerçekleştirilen analizin sonuçları dış borcun ekonomik büyüme üzerinde hem kısa hem de uzun dönemde negatif etkisi olduğunu ortaya koymaktadır.

Dış borç ve ekonomik büyüme arasındaki ilişkinin araştırıldığı çalışmalar incelendiğinde, baz alınan dönemlerin ve ülke ekonomilerinin birbirinden farklı dinamiklere sahip olması sebebiyle çeşitli sonuçlar verdiği görülmektedir. Bu aynı zamanda ekonometrik zaman serisi tekniklerinin gelişimiyle güncel modellerin ve testlerin kullanımıyla da ilişkilendirilebilmektedir. Dış borç ve ekonomik büyüme arasındaki ilişki hem gelişmiş hem de gelişmekte olan ülkeler için olan kritik önemini sürdürmektedir. Bu ilişkinin detaylı bir şekilde ele alınması ekonomik politikaların belirlenebilmesi ve sürdürülebilir kalkınmanın devamlılığı için önem arz etmektedir. Geçmiş ve güncel literatür ışığında yapılan bu çalışmada, Türkiye ekonomisi için dış borç ve ekonomik büyüme arasındaki ilişki, dış ticarete açıklık ve nüfus büyüme oranı değişkenleri ile birlikte 1973-2021 dönemi dikkate alınarak sınanmıştır. Çalışmada geleneksel birim kök testleri, doğrusal ve doğrusal olmayan güncel yapısal birim kök testleri ve ARDL yaklaşımı kullanılmıştır. Elde edilen test sonuçları, literatürde yer bulmuş çalışmaların sonuçları ile karşılaştırılmıştır.

3. Ekonometrik Yöntem

3.1. Güriş Fourier-Kruse (2019) Birim Kök Testi

Güriş (2019) çalışmasında, geleneksel birim kök testlerinin karşılaştığı yapısal kırılmalar ve doğrusal olmama problemleri durumunda, incelenen zaman serisinin durağan olmama eğilimi göstermesi dikkate alınarak bir birim kök testi geliştirilmiştir. Test sürecinde yapısal kırılmalar ve doğrusal olmama durumu birlikte ele alınır ve bu sayede karşılaşılan problemler ortadan kalkmaktadır. Test prosedüründe, yapısal kırılmalar bir Fourier fonksiyonu ile doğrusal olmama durumu ise bir üstel yumuşak geçişli otoregresif (ESTAR) modeli ile modellenmektedir.

Test süreci üç adımdan oluşmaktadır:

1. Adım: Doğrusal olmayan deterministik bileşenlerin belirlenerek ve aşağıdaki model yazılır:

$$y_t = \alpha_0 + \alpha_1 \sin(2\pi k^* t/T) + \alpha_2 \cos(2\pi k^* t/T) + v_t \quad (1)$$

Modelde k^* optimum frekansı ifade eder ve k^* 'ye 1 ile 5 arasında değişen değerler atanır, ardından EKK yöntemi kullanılarak denklem tahmin edilir ve kalıntı kareler toplamını minimum yapan k elde edilir. Optimum k ile tahmin edilen denklemden kalıntılar elde edilir:

$$v_t = y_t - \alpha_0 - \alpha_1 \sin\left(\frac{2\pi k^* t}{T}\right) - \alpha_2 \cos\left(\frac{2\pi k^* t}{T}\right) \quad (2)$$

2. Adım: Test istatistiklerinin hesaplanması, ilk aşamada elde edilen kalıntılar kullanılarak aşağıdaki denklemin tahmin edilmesine dayanır:

$$\Delta v_t = \delta_1 v_{t-1}^3 + \delta_2 v_{t-1}^2 + \sum_{j=1}^p \varphi_j \Delta v_{t-j} + \varepsilon_t \quad (3)$$

Bu modelin kullanılmasıyla, $H_0: \delta_1 = \delta_2 = 0$ temel hipotezine karşı $H_1: \delta_1 < 0, \delta_2 \neq 0$ alternatif hipotezi test edilmektedir. Alternatif hipotezin δ_2 için çift taraflı oluşturulmasının sebebi, c 'nin gerçek değerler almasına izin verilmesidir. Test istatistiği Kruse (2011) çalışması takip edilerek aşağıdaki şekilde hesaplanmaktadır:

$$\tau = t_{\delta_2}^2 + 1(\hat{\delta}_1 < 0)t_{\delta_1=0}^2 \quad (4)$$

3. Adım: Birim kökü ifade eden temel hipotez reddedilirse, $H_0 : \alpha_1 = \alpha_2 = 0$ ve $H_1 : \alpha_1 = \alpha_2 \neq 0$ hipotezleri bu adımda F testi kullanılarak test edilir. Eğer temel hipotez reddedilirse, değişkenin kırılmalı deterministik bir fonksiyon etrafında durağan olduğu sonucuna varılır. Bu test için kullanılacak olan kritik değerler Becker, Enders ve Lee (2006) çalışmasında tablolaştırılmıştır (Güriş, 2019: 3).

3.2. ARDL Yaklaşımı

Bağımsız değişkenlerin mevcut ve önceki değerlerinin yanı sıra, bağımlı değişkenin de geçmiş değerlerini içeren modellere, gecikmeli dağıtılmış otoregresif modeller denir. Bu modeller, bağımlı değişkenin önceki değerlerinin modele etkili bir şekilde dahil olması nedeniyle dinamik özelliklere sahiptir ve kısa ve uzun vadeli ilişkilerin belirlenmesinde faydalıdır.

Pesaran, Shin, ve Smith (2001) çalışmasında geliştirilen Sınır (Bounds) Testi'nin önemli avantajları vardır. Bunlardan ilki, yöntemde kullanılan değişkenlerin durağanlık özellikleri dikkate alınmadan eşbütünleşme ilişkisinin araştırılabilmesidir. Bir diğer avantajı, küçük örnekler için iyi sonuçlar vermesidir. Yöntem aynı zamanda değişkenlerin dışsallık özelliklerini dikkate almaktadır. Kısıtsız hata düzeltme modelinin tahminine dayanan sınır testinin uygulaması iki adımda gerçekleşmektedir. Birinci adımda, değişkenler arasında uzun dönem ilişki kurulmaktadır. İlişkinin yönü hakkında önsel bir bilginin bulunması halinde, ilişki bu önsel bilgiye dayalı şekilde kurulur. İkinci adımda ise, değişkenler arasında eşbütünleşme ilişkisinin varlığının analiz edilmesine yöneliktir. Eşbütünleşme ilişkisi bulunursa, tahmin edilen model aracılığıyla kısa ve uzun dönem parametrelerinin tahmini mümkün olmaktadır (Çil, 2014: 418).

Sınır testi ile uzun dönem ilişkisinin arandığı değişkenler x_t vektöründe yer almaktadır ve bu vektör $x_t=(y_t, z_t)'$ şeklinde gösterilmektedir. Vektörde yer alan y_t bağımlı değişkeni, z_t ise bağımlı değişken dışındaki diğer değişkenlerin içerildiği vektördür.

Pesaran ve ark. (2001) çalışmasında deterministik bileşenlerin farklı biçimde ele alındığı beş durum bulunmaktadır. Çalışmada “Case 1” sabitsiz ve trendsiz modeli ifade eder. “Case 2” kısıtlı sabitli ve trendsiz, “Case 3” kısıtsız sabitli ve trendsiz, “Case 4” kısıtsız sabitli ve kısıtlı trendli, “Case 5” ise kısıtsız sabitli ve trendli modeli ifade eder. Case 3 ve Case 5 modelleri, sabit terim ve trend katsayılarını parametre vektörüne bağlayan kısıtlamaları göz ardı eder (Pesaran, Shin, & Smith, 2001: 295-296).

Eşbütünleşme analizi için sınır testi yaklaşımında bağımlı değişken ile diğer değişkenler arasındaki ilişki aşağıda verilen kısıtlanmamış hata düzeltme çerçevesinde kurulmaktadır:

$$\Delta y_t = c_0 + c_1 t + \pi_{yy} y_{t-1} + \pi_{yx.x} x_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \psi_i \Delta z_{t-i} + \omega' \Delta x_t + \theta w_t + \varepsilon_t \quad (5)$$

Modelde yer alan π_{yy} ve $\pi_{yx.x}$ parametreleri uzun dönem çarpanlarını, c_0 sabit parametreyi, t trend değişkenini, w_t tam bağımsız değişkenler vektörünü ve ε_t otokorelasyonsuz hata terimini ifade eder. Sınır testinde, y_t ve x_t değişkenleri arasında eşbütünleşme ilişkisinin bulunmadığı şeklinde kurulan temel hipotez altında F-testi (Wald Testi) uygulaması gerçekleşir. Kurulan temel ve alternatif hipotezler aşağıdaki gibidir:

$$H_0: \pi_{yy} = 0, \pi_{yx.x} = 0'$$

$$H_1: \pi_{yy} \neq 0, \pi_{yx.x} \neq 0' \text{ veya}$$

$$H_1: \pi_{yy} \neq 0, \pi_{yx.x} = 0' \text{ veya}$$

$$H_1: \pi_{yy} = 0, \pi_{yx.x} \neq 0'$$

Pesaran ve ark. (2001) testin gerçekleşmesi için iki farklı kritik değer sınırı hesaplamışlardır. Alt değer değişkenlerin I(0) olduğunu, üst değer ise I(1) olduğunu varsayar. Kısıtsız hata düzeltme modelinin büyüklüğüne göre hesaplanan kritik değerler, söz konusu çalışmada beş farklı tabloda yer almaktadır. Hesaplanan F istatistiğinin üst kritik değerden büyük olması halinde, değişkenlerin durağanlık düzeylerinin bilinmediği uzun dönem ilişkisinin olmadığı şeklinde kurulan temel hipotez reddedilir. Hesaplanan F istatistiğinin alt kritik değerden küçük olması durumunda ise, değişkenlerin durağanlık düzeylerinin bilinmediği uzun dönem ilişkisinin olmadığını ifade eden temel hipotez reddedilememektedir. Test istatistiğinin bu iki sınır arasında kalması durumunda ise, herhangi bir sonuca ulaşılamamaktadır. Bu durum, değişkenlerin durağanlık düzeylerinin bilinmesi gerekliliğini doğrulamaktadır. Pesaran ve ark. (2001) aynı zamanda eşbütünleşmenin tespiti için t -istatistiğinin de kullanılabileceğini öne sürerek, t -istatistiği için kritik değerler üretmişlerdir. Çalışmada F testi ile t testi sonuçlarının tutarlı olduğu gösterilmiştir.

4. Veri Ve Ampirik Sonuçlar

Bu çalışmada 1973-2021 dönemini kapsayan yıllık veriler kullanılarak, Türkiye’de dış borçların ekonomik büyüme üzerindeki etkisi araştırılmıştır. Dış borcun yanı sıra, dış ticarete açık politikaların benimsenmiş olması ve Türkiye’nin yoğun nüfusu göz önünde bulundurularak nüfus büyüme oranı değişkenleri doğal logaritmaları kullanılarak analize dahil edilmiştir. Analiz için kullanılan değişkenlere ait açıklamalar ve hangi kaynaklardan ulaşıldığı bilgileri Tablo 1’de yer almaktadır.

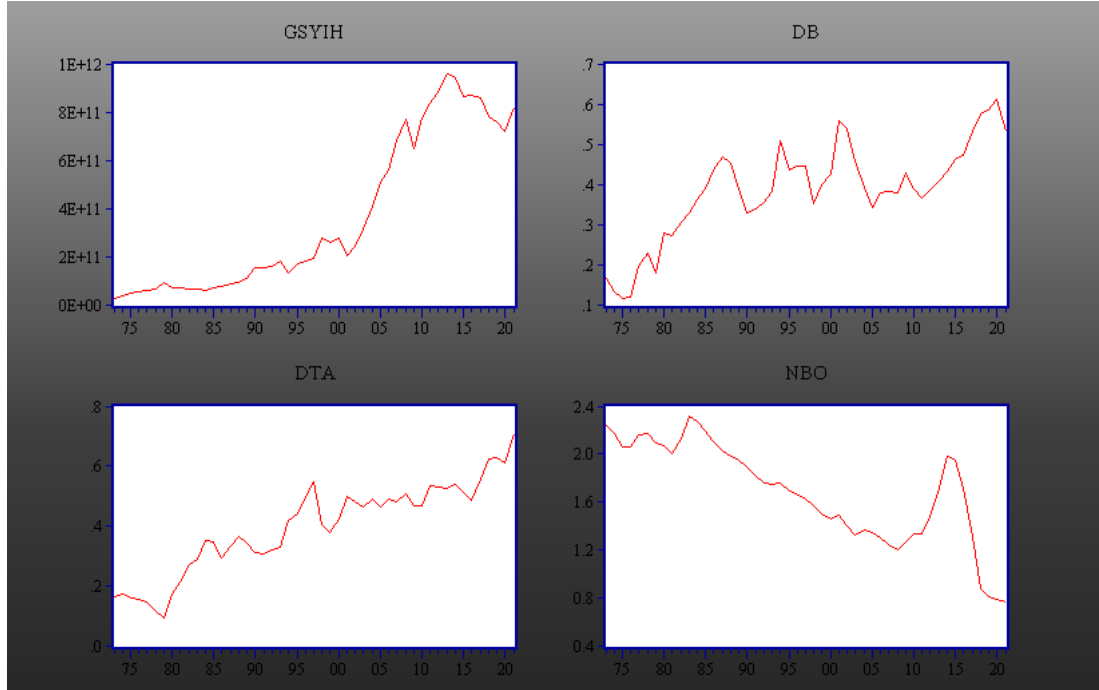
Tablo 1: Değişken Tanımlamaları ve Kaynakları

Değişken	Tanımı	Kaynak
GSYİH	Gayri Safi Yurtiçi Hasıla (Cari Fiyatlarla ABD Doları)	Dünya Bankası
DB	Dış Borç Stoku/GSYİH	Dünya Bankası
DTA	(İhracat+İthalat)/GSYİH	Dünya Bankası
NBO	Nüfus Büyüme Oranı (Yıllık %)	Dünya Bankası

Değişkenlere ait özet istatistikler Tablo 2’de zaman yolu grafikleri ise Şekil 1’de yer almaktadır.

Tablo 2: Özet İstatistikler

	GSYİH	DB	DTA	NBO
Ortalama	3.60E+11	0.383939	0.395471	1.681670
Medyan	1.90E+11	0.387236	0.423544	1.710476
Minimum Değer	2.57E+10	0.113342	0.090997	0.757771
Maksimum Değer	9.58E+11	0.612463	0.708349	2.315602
Standart Sapma	3.25E+11	0.120519	0.151118	0.420003

Şekil 1. Değişkenlere Ait Zaman Yolu Grafikleri

Ampirik Sonuçlar

Yapılan zaman serisi analizlerinde, durağan olmayan seriler ile çalışılması sahte regresyon problemini ortaya çıkarmaktadır. Bu sebeple, analizde kullanılacak serilerin birim kök sürecinin incelenmesi önem arz etmektedir. Bu bölümde serilerin durağanlık özellikleri çeşitli birim kök testleri ile incelenmiştir. Geleneksel olarak, Genişletilmiş Dickey-Fuller (ADF) Birim Kök Testi ve Phillips-Perron Birim Kök Testi’ne ait sonuçlar Tablo 3’de yer almaktadır.

Tablo 3: Birim Kök Test Sonuçları

DÜZEY	LGSYİH	ADF LDB	LDTA	LNBO
Sabitli Model	-1.7293 (0.4104)	-1.9461 (0.3091)	-1.2451 (0.6472)	-1.5846 (0.4824)
Sabitli ve Trendli Model	-2.0791 (0.5439)	-2.6931 (0.2441)	-2.6901 (0.2452)	-4.0197 (0.0146)**
Sabitsiz ve Trendsiz Model	3.0833 (0.9993)	-1.7349 (0.0784)*	-1.8626 (0.0601)*	-1.4490 (0.1358)
BİRİNCİ FARK				
Sabitli Model	-7.0414 (0.0000)***	-6.8454 (0.0000)***	-5.9072 (0.0000)***	-3.2868 (0.0212)**
Sabitli ve Trendli Model	-7.0857 (0.0000)***	-6.9168 (0.0000)***	-5.8385 (0.0001)***	-3.3407 (0.0722)*
		PP		
DÜZEY				
Sabitli Model	-1.7123 (0.4188)	-1.8526 (0.3513)	-1.2276 (0.6550)	-0.4096 (0.8991)
Sabitli ve Trendli Model	-2.4309 (0.3597)	-2.1230 (0.5202)	-2.4386 (0.3560)	-1.9439 (0.6162)
BİRİNCİ FARK				
Sabitli Model	-7.0352 (0.0000)***	-6.8491 (0.0000)***	-5.8746 (0.0000)***	-3.4145 (0.0153)**
Sabitli ve Trendli Model	-7.0791 (0.0000)***	-7.0012 (0.0000)***	-5.7869 (0.0001)***	-3.4519 (0.0567)*

Not: ***, **, * sırasıyla %1, %5 ve %10 anlamlılık düzeyinde istatistiksel olarak anlamlılığı göstermektedir. Parantez içindeki değerler, olasılıkları ifade etmektedir.

Tablo 3’de yer alan sonuçlar, LDB ve LDTA değişkenlerinin ADF birim kök testi dikkate alındığında, sabitsiz ve trendsiz model için düzey değerlerinde %10 anlamlılık düzeyinde durağan olduğunu göstermektedir. LNBO değişkeni ADF birim kök testi ve sabitli ve trendli model dikkate alındığında düzey değerinde %5 anlamlılık düzeyinde durağandır. LGSYİH değişkeni ise, aynı test ve tüm modeller için düzey değerinde birim köklü bulunmuştur. Değişkenlerin tümünün birinci farklarında durağan olduğu görülmektedir. PP birim kök testinin sonuçları, değişkenlerin düzey değerlerinde tüm modeller dikkate alındığında birim köklü olduğunu göstermektedir. Tüm değişkenlerin birinci farklarında ise yine durağan oldukları sonuçlarda ortaya konmaktadır.

Geleneksel birim kök testleri, yapısal kırılmaları dikkate almaması sebebiyle, gerçekte durağan yapıya sahip bir serinin birim köklü bulunmasına sebep olabilmektedir. Bu analiz sonuçlarının güvenilirliğini etkileyen ve dikkat edilmesi gereken bir husustur. Bu sebeple analize, yapısal kırılmayı dikkate alan Narayan ve Popp (2010) Birim Kök Testi ile devam edilmiştir. Sonuçlar Tablo 4’de yer almaktadır.

Tablo 4: Narayan ve Popp (2010) Birim Kök Testi Sonuçları

Model 1	LGSYİH	LDB	LDTA	LNBO
Birinci Kırılma Tarihi	1989	1993	1993	1994
İkinci Kırılma Tarihi	2000	2000	1997	2001
Test İstatistiği	-3.953	-5.388***	-2.224	-4.405*
Model 2	LGSYİH	LDB	LDTA	LNBO
Birinci Kırılma Tarihi	1993	1993	1989	2001
İkinci Kırılma Tarihi	2000	1997	1997	2004
Test İstatistiği	-3.494	-3.520	-5.007*	-4.265

Not: Narayan ve Popp (2010) test istatistiğine ait kritik değerler Narayan ve Popp (2010) çalışmasından elde edilmiştir. T=50 gözlem değeri ve Model 1 için tablo değerleri %1 için -5.259, %5 için -4.514 ve %10 için -4.143'dür. Model 2 için tablo değerleri %1 için -5.949, %5 için -5.181 ve %10 için -4.789'dür. ***, ** ve * sırasıyla %1, %5 ve %10 için birim kök temel hipotezin reddedildiğini ifade etmektedir.

Tablo 4'den elde edilen sonuçlar incelendiğinde, LGSYİH her iki model dikkate alındığında da birim köklü bulunmuştur. Bu sonuç, geleneksel birim kök testlerinden elde edilen sonuçlar ile uyum göstermektedir. Model 1 dikkate alındığında LDB değişkeni %1 anlamlılık düzeyinde, LNBO değişkeni ise %10 anlamlılık düzeyinde durağan bulunmuştur. LDTA değişkeni ise, model 2 dikkate alındığında %10 anlam düzeyine göre durağan bulunmuştur.

Son yıllarda doğrusal olmayan birim kök testlerinin gelişimi, Fourier terimlerinin test süreçlerine dahil edilmesiyle hız kazanmıştır. Fourier terimlerinin birim kök sürecinin analizine dahil edilmesi, incelenen serideki yapısal kırılmaların tarihi, formu ve sayısı hakkında varsayımda bulunmadan birim kök analizinin gerçekleşmesini sağlamaktadır. Aynı zamanda Fourier yaklaşımının kullanılması yalnızca ani değişimleri değil, yavaş değişimlerin de tespit edebilmesi avantajını sağlamaktadır. Tüm bunlar göz önüne alındığında, değişkenlerin birim kök süreçlerinin Güriş (2019) çalışmasıyla literatüre kazandırılan Güriş Fourier-Kruse Birim Kök Testi ile incelenmesine karar verilmiştir. Elde edilen sonuçlar Tablo 5'de sunulmaktadır.

Tablo 5: Güriş Fourier-Kruse (2019) Birim Kök Testi Sonuçları

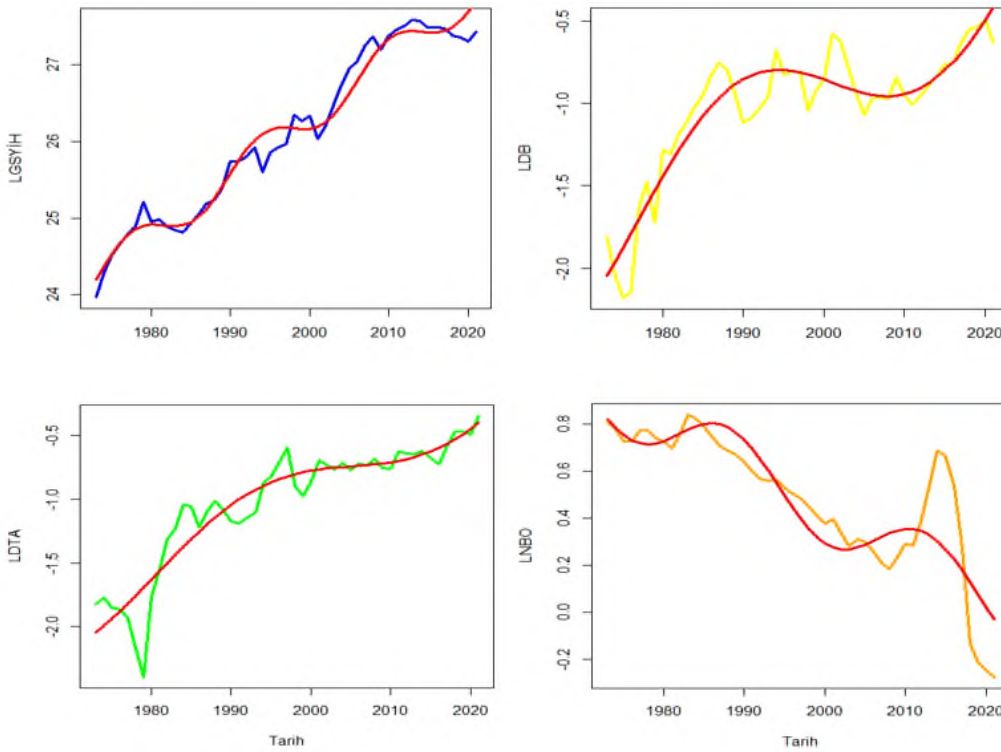
	Optimal k	Test İstatistiği
LGSYİH	3	6.641644
LDB	1	12.88555
LDTA	1	36.13083***
LNBO	2	14.53039*
	F Testi	
Değişken		F İstatistiği
LDTA		19.47914***
LNBO		10.56265***

Not: ***, ** ve * sırasıyla %1, %5 ve %10 için birim kök temel hipotezin reddedildiğini ifade etmektedir. T=50 ve k=1 için %1, %5 ve %10 anlamlılık düzeylerinde kritik değerler sırasıyla 24.24, 18.38, 15.66'dır. T=50 ve k=2 için %1, %5 ve %10 anlamlılık düzeylerinde kritik değerler sırasıyla 22.34, 15.62, 13.16'dır. T=50 ve k=3 için %1, %5 ve %10 anlamlılık düzeylerinde kritik değerler sırasıyla 19.26, 13.96, 11.62'dir. Elde edilen test istatistiklerinin karşılaştırıldığı kritik değerler Güriş (2019) çalışmasında tablolaştırılmıştır. F testi için kullanılan kritik değerler Becker vd. (2006) çalışmasından elde edilmiştir. T=100 ve trendli yapı için %1, %5 ve %10 anlamlılık düzeylerinde kritik değerler sırasıyla 6.873, 4.972, 4.162'dir.

Tablo 5’den elde edilen sonuçlar değerlendirildiğinde, LGSYİH ve LDB değişkenleri düzey değerlerinde birim köklü bulunmuştur. LDTA değişkeni düzey değerinde %1 anlamlılık düzeyinde durağan, LNBO değişkeni ise %10 anlamlılık düzeyinde durağan bulunmuştur. LDTA ve LNBO değişkenleri için temel hipotez reddedildiği için, bu değişkenler için F testi yapılmıştır. F testinden elde edilen sonuçlar, temel hipotezin reddedildiğini göstermektedir. Buna göre, değişkenler kırılmalı deterministik fonksiyon etrafında durağandır.

Değişkenlerin düzey değerleri ile Güriş Fourier-Kruse Birim Kök Testi ile tahmin edilmiş değerlerinin birliktelik grafikleri Şekil 2’de sunulmuştur. Grafiklerden görüldüğü üzere, test sürecinde dikkate alınan model, değişkenlerin doğal hareketlerini yakalamada başarılıdır.

Şekil 2. Güriş Fourier-Kruse (2019) Birim Kök Testi İle Grafik Analizi



Not: Grafik incelemesi R Studio (2022 Versiyon) ile yapılmıştır. Grafikte kırmızı renk ile görselleştirilen seri, Güriş (2019) çalışmasında trendli model yapısının dikkate alınmasıyla tahmin edilen serileri göstermektedir.

Çeşitli birim kök testlerinin kullanıldığı bu çalışmada, değişkenlerin durağanlık düzeylerinin birbirinden farklı olduğu görülmektedir. Bu sebeple değişkenler arasındaki uzun dönem ilişkisinin araştırılması için ARDL yaklaşımının kullanılmasına karar verilmiştir. Bu yaklaşım için, öncelikle değişkenler arasında uzun dönemli bir ilişkinin varlığı sınır testi ile incelenmektedir. Teste ait sonuçlar Tablo 6’da sunulmaktadır.

Tablo 6: ARDL Sınır Testi

k	F İstatistiği	Alt Sınır I(0)	Üst Sınır I(1)
3	16.123543	%1 6.053	%1 7.458
		%5 4.45	%5 5.56
		%10 3.74	%10 4.78

Tablo 6’da yer verilen k=3 bağımsız değişkenli modele yapılan sınır testinin sonuçlarına göre, *F* istatistiği 16.123543 olarak hesaplanmıştır. Bu değer, tüm anlamlılık düzeylerinde üst sınır kritik değerlerinden büyüktür. Bu sonuca göre, eşbütünleşmenin olmadığını ifade eden temel hipotez reddedilmektedir. Dolayısıyla değişkenler arasında eşbütünleşme ilişkisi vardır.

Tablo 7: ARDL (4,2,2,4)’dan Elde Edilen Uzun Dönem Katsayılar

Değişken	Katsayı	Standart Hata	t-İstatistiği	Olasılık Değeri
LDB	-1.203281	0.249906	-4.814936	0.0000
LDTA	0.503914	0.203392	2.477547	0.0195
LNBO	-0.505900	0.241164	-2.097744	0.0451

Not: Uygun model yapısı olarak Pesaran ve ark. (2001) çalışmasında sunulan “Case 5” modeli dikkate alınmıştır.

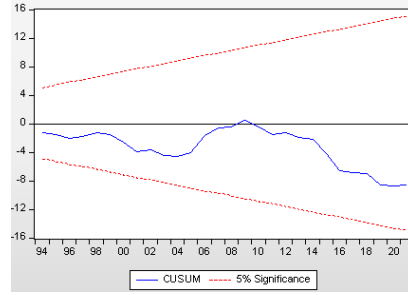
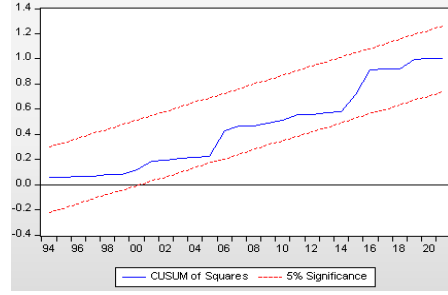
Tablo 7, Case 5 modelin dikkate alınmasıyla, elde edilen uzun dönem katsayıları göstermektedir. Uygulamadan elde edilen bulgular, dış borç ve nüfus büyüme oranı değişkenlerinin ekonomik büyüme üzerindeki etkisinin istatistiksel olarak anlamlı ve negatif yönde olduğunu göstermektedir. Dış ticarete açıklık değişkeninin ise, ekonomik büyüme üzerindeki etkisinin istatistiksel olarak anlamlı ve pozitif yönde olduğu görülmektedir. Sonuçlara göre, dış borçlardaki %1’lik artış, ekonomik büyümede %1,20’lik bir azalışa sebep olacaktır. Nüfus büyüme oranındaki %1’lik bir artış, ekonomik büyümede %0,51’lik bir azalışa sebep olacaktır. Dış ticarete açıklıktaki %1’lik bir artış ise, ekonomik büyüme üzerinde %0,50’lik pozitif bir etki yaratacaktır.

Çalışmada ARDL model için tanısal testler yapılmıştır. Testlere ait sonuçlar Tablo 8’de sunulmaktadır.

Tablo 8: Tanısal Testler

Normallik Testi	Jarque-Bera İstatistiği	Olasılık Değeri
	0.136002	0.934260
Otokorelasyon Testi	LM Test İstatistiği	Olasılık Değeri
	1.720918	0.7869
Değişen Varyans Testi	Breusch-Pagan-Godfrey Test İstatistiği	Olasılık Değeri
	11.00534	0.8092
Spesifikasyon Testi	Ramsey Reset Test İstatistiği	Olasılık Değeri
	0.154288	0.6976

Katsayıların İstikrarlılığı

CUSUM Testi**CUSUMQ Testi**

Tablo 8’de yer alan sonuçlar incelendiğinde, modelde normallik varsayımının sağlanmış olduğu görülmektedir. Modelde otokorelasyon ve değişen varyans problemi bulunmamaktadır ve model tanımlama hatası yoktur. CUSUM ve CUSUMQ Testlerinden elde edilen grafikler, ARDL sınır testi çerçevesinde hesaplanan uzun dönem katsayılarının istikrarlı olduğunu göstermektedir.

Tablo 9: Hata Düzeltme Modeli Sonuçları

Değişken	Katsayı	Standart Hata	t-istatistiği	Olasılık Değeri
C	14.57093	1.702797	8.557058	0.0000
TREND	0.042356	0.005456	7.762514	0.0000
$\Delta LGSYİH(-1)$	0.162082	0.104922	1.544793	0.1336
$\Delta LGSYİH(-2)$	0.171014	0.057664	2.965701	0.0061
$\Delta LGSYİH(-3)$	0.248323	0.059976	4.140359	0.0003
ΔLDB	-1.200940	0.095932	-12.51867	0.0000
$\Delta LDB(-1)$	0.312487	0.109683	2.849010	0.0081
$\Delta LDTA$	0.280614	0.100012	2.805810	0.0090
$\Delta LDTA(-1)$	-0.343349	0.079471	-4.320448	0.0002
$\Delta LNBO$	0.065539	0.138342	0.473744	0.6394
$\Delta LNBO(-1)$	0.117977	0.166982	0.706526	0.4857
$\Delta LNBO(-2)$	-0.018413	0.168409	-0.109335	0.9137
$\Delta LNBO(-3)$	1.058382	0.186717	5.668378	0.0000
$CointEq(-1)^*$	-0.605188	0.071619	-8.450102	0.0000

Tablo 9’da yer alan sonuçlar incelendiğinde, hata düzeltme terimi beklentiye uygun olarak istatistiksel olarak anlamlı ve negatif işaretli bulunmuştur. Elde edilen sonuca göre, kısa dönemde yaşanan dengesizlikler yaklaşık 2 yıl sonra denge noktasına ulaşacaktır.

5. Sonuç

Bu çalışmada 1973-2021 dönemi ele alınarak, Türkiye ekonomisi için dış borçların, dış ticarete açıklığın ve nüfus büyüme oranının ekonomik büyüme üzerindeki etkisi incelenmeye çalışılmıştır. Çalışmada kullanılan değişkenlerin birim kök süreçleri çeşitli testler ile incelenmiş, test sonuçları incelenen değişkenlerin durağanlık derecelerinin birbirinden farklı olduğunu göstermiştir. Değişkenlerin birim kök süreçleri incelendikten sonra, değişkenler arasındaki uzun dönem ilişki sınırı testi çerçevesinde analiz edilmiştir. Analizden elde edilen bulgular değişkenler arasında eşbütünleşme ilişkisinin olduğunu göstermiş ve dış borç ile nüfus büyüme oranı değişkenlerinin ekonomik büyüme üzerindeki etkileri, istatistiksel olarak anlamlı ve negatif olarak bulunmuştur. Dış ticarete açıklığın ise etkisinin istatistiksel olarak anlamlı ve pozitif olduğu görülmüştür. Hata düzeltme modelinde yer alan hata düzeltme teriminin katsayısı istatistiksel olarak anlamlı ve negatif olarak bulunmuştur. Hata düzeltme modelinden elde edilen sonuçlara göre, kısa dönemdeki şokların etkisi yaklaşık olarak 2 yıl sonra sönümlenecektir.

Çalışmadan elde edilen sonuçlar değerlendirildiğinde, dış borçlar ve ekonomik büyüme arasındaki negatif olarak bulunan ilişki, dış sermayeye bağımlılığın azaltılması gerekliliğini göstermiştir. Bu bağlamda, Türkiye için etkin bir dış borç yönetimi gerekmektedir. Türkiye’nin yoğun nüfusunun ekonomik büyüme üzerinde olumsuz etkisinin olması, uygulanan nüfus politikalarının ekonomi üzerinde etkin olarak çalışmadığının bir göstergesi olabilir. Türkiye’nin yoğun nüfusu, mal ve hizmet üretiminde emeğin teknolojiyle etkin bir biçimde kullanılmasıyla, ekonomik büyümeyi destekleme potansiyeline sahip olabilecektir. Dış ticarete açıklığın, ekonomik büyüme üzerindeki pozitif etkisi ise, bu hacmin devamlılığının sağlanmasını ve hacim arttırıldıkça ekonominin büyümesine katkı sağlayacağını göstermiştir.

Dış borç ve ekonomik büyüme arasındaki ilişkinin ARDL yaklaşımı ile analiz edildiği bu çalışmadan elde edilen sonuçlar, değişkenler arasında uzun dönemli bir ilişkinin var olduğunu göstermektedir. Sınama sonuçları Türkiye için yapılmış ve literatürde yer bulmuş çalışmalar ile karşılaştırıldığında, Johansen Eşbütünleşme Analizi’nin kullanıldığı Kutlu ve Yurttagüler (2016), Engle-Granger Eşbütünleşme Analizi’nin kullanıldığı Yavuzer (2020), ARDL yaklaşımının kullanıldığı Gülcemal (2021) ve Engle-Granger Eşbütünleşme Testi ve Gregory-Hansen Eşbütünleşme Testi’nin ele alındığı Yaşar vd. (2023) gibi çalışmalarla uzun dönem ilişki dikkate alındığında benzer sonuçlar verdiğini göstermektedir. Yavuzer (2020) ve Gülcemal (2021) çalışmalarında dış borç ve ekonomik büyüme arasındaki ilişki pozitif bulunmuşken, bu çalışmada dış borç ve ekonomik büyüme arasındaki ilişki negatif olarak ortaya çıkmaktadır. Diğer yandan, Johansen Eşbütünleşme Analizi’nin kullanıldığı Çöğür ve Çoban (2011) çalışmasıyla ortak bir sonuca varılamamıştır. Farklı ülkeler ile yapılan çalışmalarla karşılaştırıldığında ise, Engle Granger Eşbütünleşme Analizi’nin kullanıldığı Shah ve Pervin (2012), ARDL yaklaşımının ele alındığı Kharusi ve Ada (2018) ve ARDL-DARDL yaklaşımlarının ele alındığı Roy (2023) gibi çalışmalar ile uzun dönemli ilişkide benzer sonuçlar elde edildiği görülmektedir. Johansen Eşbütünleşme Analizi ile dış borç ve ekonomik büyüme ilişkisinin araştırıldığı Kasidi ve Said (2013) çalışması ile benzer bir sonuca ulaşılamamıştır.

Dış borçların ekonomik büyüme üzerindeki etkisi, karmaşık bir ekonomik çerçeve içinde çeşitli faktörlerle şekillenen bir süreçtir. Genellikle, dış borçlar, ekonomik büyüme için gerekli kaynak sermayeyi sağlayabilir, ancak yanlış kullanılır ve sürdürülebilirliği sağlanamazsa olumsuz sonuçlara yol açabilir. Dış borçların etkisi, ülkenin ekonomik politikalarının etkin bir şekilde yönetilmesine, borçların kullanımına ve geri ödeme kapasitesine bağlı olarak değişebilir. Dolayısıyla, dış borçların etkilerini değerlendirirken, dikkatli bir dengeleme ve sürdürülebilirlik bakış açısıyla yaklaşmak, ekonomik büyümenin istikrarlı ve uzun vadeli olmasını sağlamak açısından önem arz etmektedir.

Küreselleşen dünyada gittikçe ekonomik büyüme üzerindeki etkisi daha belirgin hale gelen dış ticarete açıklık, ülke ekonomileri için kritik bir öneme sahiptir. Açık ekonomi politikalarının amacı, dış ticaretin artırılarak ekonomik kalkınmayı desteklemek ve uluslararası ekonomik ilişkilerin kuvvetlendirilmesidir. Dış ticaret daha geniş bir pazar alanına sahip olmasıyla verimliliği artırabilir, bu da dış ticarete açıklığın ekonomik büyümeyi teşvik edebileceği anlamına gelir. Ancak, bu süreç aynı zamanda işgücü piyasalarındaki dinamiklerin değişmesine neden olabilir. Dış ticarete açıklığın ekonomik büyüme üzerindeki etkisi, ülkelerin iç politikalarına, rekabet avantajlarına ve uluslararası ilişkilerin yönetimine bağlı olarak değişiklik gösterebilir. Bu sebeple, dış ticarete açıklığın iç ekonomik dinamiklere uyumlu hale getirilmesi, ekonomik büyümenin sürdürülebilirliği açısından önemlidir.

Nüfus büyüme oranının ekonomik büyüme üzerindeki etkisi, bir ülkenin demografik yapısı ve yönetim politikalarıyla ilişkilidir. Nüfusun büyümesi, potansiyel olarak işgücü kaynağı olarak görülebilir ve bu da ekonomik üretimde artışa sebep olabilir. Ancak, kaynakların sınırlı olduğu durumlarda bu büyüme, ekonomik sürdürülebilirlik sorunlarına yol açabilir. Nüfus büyüme oranının ekonomik büyüme üzerindeki net etkisi, bir ülke için çeşitli faktörlere bağlı olarak değişiklik gösterebilir. Dolayısıyla bir ülkenin uzun vadede ekonomik kalkınmasını desteklemek için, nüfus politikalarının ekonomik büyüme stratejileriyle entegre bir şekilde ele alınması gerekir.

Son olarak, tasarruf oranlarının düşük olduğu Türkiye gibi gelişmekte olan ülkelerde dışardan kaynak bulunduğu sürece ekonomide büyüme sağlanabilmiş; fakat kaynak çıkışı olduğu zaman ekonomik büyüme olumsuz etkilenmiştir. Sürekli bir dış kaynak kullanımının olduğu Türkiye’de ise, borçlanarak elde edilen kaynaklar daha çok cari açığın finansmanında kullanılmıştır. Bu durumun ise sürdürülemez olduğu açıktır. Sürekli dış borçla finanse edilen bir ekonomik yapıdan çıkmak için, ekonominin kısa-uzun vadede ithalatın üzerinde seyreden bir ihracat oranını yakalaması ve dış borçların ödenmesi için tekrardan dış borca başvuru bir döngüden çıkması gerekir.

Hakem Değerlendirmesi: Dış bağımsız.

Yazar Katkıları: Çalışma Konsepti/Tasarım- Y.Y., M.P.; Veri Toplama- Y.Y., M.P.; Veri Analizi/Yorumlama- Y.Y., M.P.; Yazı Taslağı- Y.Y., M.P.; İçeriğin Eleştirel İncelemesi- Y.Y., M.P.; Son Onay ve Sorumluluk- Y.Y., M.P.

Çıkar Çatışması: Yazarlar çıkar çatışması beyan etmemişlerdir.

Finansal Destek: Yazarlar finansal destek beyan etmemişlerdir.

Peer Review: Externally peer-reviewed.

Author Contributions: Conception/Design of Study- Y.Y., M.P.; Data Acquisition- Y.Y., M.P.; Data Analysis/Interpretation- Y.Y., M.P.; Drafting Manuscript- Y.Y., M.P.; Critical Revision of Manuscript- Y.Y., M.P.; Final Approval and Accountability- Y.Y., M.P.

Conflict of Interest: Authors declared no conflict of interest.

Financial Disclosure: Authors declared no financial support.

ORCID:

Yağmur Yavuz 0000-0001-9497-5172

Mehmetsıddık Polat 0009-0000-9320-4878

KAYNAKLAR / REFERENCES

- Ağır, H. (2016). Türkiye’de Dış Borçlanma Ve Ekonomik Büyüme İlişkisinin Nedensellik Analizleri. *Sosyal Ekonomik Araştırmalar Dergisi*, 16(32), 214-231.
- Aloulou, R., Kalai, M., & Helali, K. (2023). The Symmetric And Asymmetric Impacts Of External Debt On Economic Growth In Tunisia: Evidence From Linear And Nonlinear ARDL Models. *SN Business & Economics*, 3(7), 112.
- Arslanhan, D., & Çundur, F. (2022). Türkiye’de Dış Borç ve Ekonomik Büyüme İlişkisi. *Adnan Menderes Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü Dergisi*, 9(2), 92-102.
- Başçı Nur, H., & Erataş, F. (2013). Dış Borç Ve Ekonomik Büyüme İlişkisi: “Yükselen Piyasa Ekonomileri” Örneği. *M.U. İktisadi Ve İdari Bilimler Dergisi*, 35(2), 207-207.
- Becker, R., Enders, W., & Lee, J. (2006). A Stationarity Test in the Presence of an Unknown Number of Smooth Breaks. *Journal of Time Series Analysis*, 27(3), 381-409.
- Çelik, S., & Başkonuş Direkci, T. (2013). Türkiye’de 2001 Krizi Öncesi Ve Sonrası Dönemler İçin Dış Borç Ekonomik Büyüme İlişkisi (1991-2010). *Electronic Turkish Studies*, 8(3), 111-135.
- Çeştepe, H., Tay Bayramoğlu, A., & Sümer, E. (2021). Dış Borçlanma, İktisadi Büyüme, Cari Açık Ve Finansal Gelişme İlişkisi: Türkiye Örneği. *Erciyes Üniversitesi İktisadi Ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*, 60, 419-445.
- Çevik, N. K., & Cural, M. (2013). İç Borçlanma, Dış Borçlanma Ve Ekonomik Büyüme Arasında Nedensellik İlişkisi: 1989-2012 Dönemi Türkiye Örneği. *Maliye Dergisi*, 165, 115-139.
- Çil Yavuz, N. (2014). Finansal Ekonometri. 3.bs., İstanbul, Der Yayınları.
- Çöğürçü, İ., & Çoban, O. (2011). Dış borç ekonomik büyüme ilişkisi: Türkiye örneği (1980-2009). *Karamanoğlu Mehmetbey Üniversitesi Sosyal ve Ekonomik Araştırmalar Dergisi*, 2011(2), 133-149.
- Dickey, D. A., & Fuller, W. A. (1979). Distribution Of The Estimators For Autoregressive Time Series With A Unit Root. *Journal of the American statistical association*, 74(366a), 427-431.
- 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.

- Getinet, B., & Ersumo, F. (2020). The Impact Of Public External Debt On Economic Growth In Ethiopia: The Ardl Approach To Co-Integration. *Journal Of Economics And Sustainable Development*, 11(11), 25-39.
- Gregory Mankiw, N. (2010). Makroekonomi. (Çev. Ed. Çolak, Ö., F). Ankara, Elif Yayinevi.
- Gülcemal, T. (2021). Dış Borç Kullanımı Ve Ekonomik Büyüme: Türkiye İçin Ekonometrik Bir Analiz. *Atatürk Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü Dergisi*, 25(Özel Sayı), 194-212.
- Gürdal, T., & Yavuz, H. (2015). Türkiye’de Dış Borçlanma-Ekonomik Büyüme İlişkisi: 1990-2013 Dönemi. *Maliye Dergisi*, 168, 154-169.
- Güriş, B. (2019). A New Nonlinear Unit Root Test With Fourier Function. *Communications In Statistics - Simulation And Computation*, 48(10), 3056-3062.
- Hall, A. (1994). Testing for a Unit Root in Time Series with Pretest Data-Based Model Selection. *Journal of Business & Economic Statistics*, 12(4), 461.
- Hotunluoğlu, H., & Yavuzer, M. T. (2020). Dış Borç ve Ekonomik Büyüme Arasındaki İlişki: Türkiye (2000:Q1-2019:Q3). *İnsan ve Toplum Bilimleri Araştırmaları Dergisi*, 9(5), 3930-3950.
- Kadiroğlu, A. (2023). Türkiye’de Dış Borcu Etkileyen Ekonomik Faktörler: Ardl Sınır Testi Yaklaşımı (1994-2020). *Ömer Halisdemir Üniversitesi İktisadi Ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*, 16(3), 786-799.
- Karakurt, B., Şentürk, S. H., & Şahingöz, B. (2020). Türkiye’de Savunma Harcamaları, Silah İthalatı Ve Dış Borçlar Arasındaki İlişkinin Analizi: Ardl Sınır Testi Yaklaşımı. *International Journal Of Public Finance*, 5(2), 273-294.
- Kasidi, F., & Said, A. M. (2013). Impact Of External Debt On Economic Growth: A Case Study Of Tanzania. *Advances In Management And Applied Economics*, 3(4), 59.
- Kharusi, S. A., & Ada, M. S. (2018). External Debt and Economic Growth: The Case of Emerging Economy. *Journal of Economic Integration*, 33(1), 1141-1157.
- Khemais, Z., Mohamed, M., & Nesrine, D. (2016). External Debt & Economic Growth: Case of Tunisia. *International Journal of Economics and Finance*, 8(6), 129. <https://doi.org/10.5539/ijef.v8n6p129>
- Krugman, P. (1988). Financing Vs. Forgiving A Debt Overhang. *Journal Of Development Economics*, 29(3), 253-268.
- Kruse, R. (2011). A New Unit Root Test Against Estar Based On A Class Of Modified Statistics. *Statistical Papers*, 52(1), 71-85.
- Kutlu, S., & Yurttagüler, İ. M. (2016). Türkiye’de Dış Borç Ve Ekonomik Büyüme İlişkisi: 1998-2014 Dönemi İçin Bir Nedensellik Analizi. *Marmara Üniversitesi İktisadi Ve İdari Bilimler Dergisi*, 38(1), 229-248.
- Malik, S., Hayat, M. K., & Hayat, M. U. (2010). *External Debt And Economic Growth: Empirical Evidence from Pakistan*. 44.
- Mosley, Paul., Hudson, J., & Horell, S. (1987). *Aid, The Public Sector And The Market In Less Developed Countries*, *The Economic Journal*, 97, 616- 641.
- Narayan, P. K., & 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.
- Ng, S., & Perron, P. (1995). Unit Root Tests In ARMA Models with Data-Dependent Methods for the Selection of the Truncation Lag. *Journal of the American Statistical Association*, 90(429), 268-281.
- Perron, P. (1989). The Great Crash, the Oil Price Shock, and the Unit Root Hypothesis. *Econometrica*, 57(6), 1361.
- 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.
- Phillips, P. C. B., & Perron, P. (1988). Testing For A Unit Root In Time Series Regression. *Biometrika*, 75(2), 335-346.
- Ricardo, D. (1821). *On The Principles Of Political Economy And Taxation*. 3.bs. Canada, Batoche Books.
- Roy, A. (2023). Nexus Between Economic Growth, External Debt, Oil Price, And Remittances In India: New Insight From Novel DARDL Simulations. *Resources Policy*, 83, 103742.
- Sandalcılar, A. R., & Yalman, İ. N. (2012). Türkiye’de Dış Ticaretteki Serbestleşmenin İşgücü Piyasaları Üzerindeki

- Etkileri. *Eskişehir Osmangazi Üniversitesi İktisadi Ve İdari Bilimler Dergisi*, 7(2), 49-65.
- Sevüktekin, M. & Nargeleçekenler, M. (2010). *Ekonometrik Zaman Serileri Analizi EViews Uygulamalı*. 3.bs., İstanbul, Nobel Yayın Dağıtım.
- Shah, M., & Pervin, S. (2012). External Public Debt And Economic Growth: Empirical Evidence From Bangladesh, 1974 To 2010. *Academic Research International*, 3(2).
- Stock, J., H. & Watson, M., W. (2011). *Ekonometriye Giriş*. 1.bs., Ankara, Elif Yayınevi.
- Udeh, S. N., UGWU, J. I., & Onwuka, I. O. (2016). External Debt And Economic Growth: The Nigeria Experience. *European Journal Of Accounting Auditing And Finance Research*, 4(2), 33-48.
- Uysal, D., Hüseyin, Ö., & Mucuk, M. (2009). Dış Borçlanma ve Ekonomik Büyüme İlişkisi: Türkiye Örneği (1965-2007). *Atatürk Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Dergisi*, 23(4), 161-178.
- Yaşar, Ö., İşleyen, Ş., & Demir, Y. (2023). Dış Ticaret Ve Dış Borçların Ekonomik Büyümeye Etkisinin Ekonometrik Modellerle İncelenmesi: Türkiye Örneği. *International Journal Of Social Humanities Sciences Research*, 10(91), 10-20.
- Yentürk, N., Ülengin, B., & Çimenoglu, A. (2005). Türkiye’de Tasarruf-Yatırım-Büyüme İlişkisinin Yönü. N. Yentürk (Ed.), *Körlerin Yürüyüşü kitabı içinde* (s.173-196). İstanbul: İstanbul Bilgi Üniversitesi Yayınları.

Atf biçimi / How to cite this article

Yavuz, Y., Polat, M. (2024). Relationship between external debt and economic growth: an econometric analysis of the Turkish economy. *İktisat Politikası Araştırmaları Dergisi - Journal of Economic Policy Researches*, 11(2), 334-354. <https://doi.org/10.26650/JEPR1429732>

Finansal Gelişmişlik ve Gelir Eşitsizliği Arasındaki Parabolik İlişki Üzerine U Testi İncelemesi: Türkiye Örneği

Investigation of Parabolic Relationship Between Financial Development and Income Inequality using U Test: Analysis of Financial Curve in Türkiye

Nimet Melis Esenyel İçen¹ 

ÖZ

Bu çalışmada gelir eşitsizliği ile finansal gelişmişlik arasındaki ilişki, finansal Kuznets hipotezi çerçevesinde araştırılmıştır. Türkiye'nin 1987-2021 yılları arası yıllık frekansta finansal gelişmişlik, enflasyon, kişi başı gelir değişkenleri alınarak, gelir eşitsizliği üzerindeki etkilerinin belirlenmesi amaçlanmıştır. Bankalar tarafından özel sektöre verilen yurt içi kredilerin gayrisafi yurt içi hasıladaki payı, finansal gelişmişlik göstergesi olarak ele alınmıştır. Gelir eşitsizliğinin bir göstergesi olarak ise Gini katsayısı kullanılmıştır. Çalışmada değişkenler arasındaki uzun dönemli ilişkinin araştırılmasında, Pesaran, Shin ve Smith (2001) tarafından geliştirilen ARDL Sınır testi yapılmıştır. ARDL sınır testine göre, değişkenler arasında eşbütünleşme ilişkisi olduğu sonucuna ulaşılmıştır. Tahmin edilen uzun dönem modelinde, finansal gelişmişlik değişkeni ve bu değişkenin karesinin katsayılarının işaretlerine ve istatistiksel anlamlılıkları incelendiğinde, önsel olarak U-tipi bir ilişkinin olduğu sonucuna ulaşılmıştır. Ancak bu değerlendirme yetersizdir ve yanıltıcı sonuçlar elde edilmesinde sebep olabilir. Bu sebeple üç aşamalı model değerlendirme yöntemi kullanılmıştır. Öncelikle, finansal gelişmişlik değişkeni ve bu değişkenin karesinin katsayılarının işaretlerine ve istatistiksel anlamlılıklarına bakılmalıdır. İkinci aşamada, parabolün dönüm noktasının veri aralığında olup olmadığı kontrol edilmedi ve son olarak parabolün en küçük ve en büyük değerlerindeki eğimi yeterince dik olmalıdır. Bu koşulun kontrol edilmesi için yapılan U testine göre, U-tipi modelin geçerli olduğu söylenebilir.

Anahtar Kelimeler: Finansal kuznets hipotezi, Gelir eşitsizliği, ARDL sınır testi, Eşbütünleşme

Jel Sınıflaması: C12, C32, E10

¹Doktor Araştırma Görevlisi, İstanbul Üniversitesi, İktisat Fakültesi, Ekonometri Bölümü, İstanbul, Türkiye

Sorumlu yazar /

Corresponding author: Nimet Melis Esenyel İçen

E-posta / E-mail: melis.esenyel@istanbul.edu.tr

Başvuru / Submitted : 27.05.2024

Revizyon Talebi /
Revision Requested : 17.07.2024

Son Revizyon /
Last Revision Received : 17.07.2024

Kabul / Accepted : 26.07.2024



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

ABSTRACT

This study investigates the relationship between income inequality and financial development within the framework of the financial Kuznets hypothesis. The aim of this study is to determine the effects of financial development, inflation, and per capita income variables on income inequality using annual data from Türkiye for the period 1987-2021. The share of domestic credits to the private sector provided by banks in gross domestic product is considered as a measure of financial development. The Gini coefficient is used as an indicator of income inequality. To examine the long-term relationships between variables, the ARDL Bounds test developed by Pesaran, Shin, and Smith (2001) is conducted. According to the ARDL Bounds test, it is concluded that there is a long-run relationship exists among the variables. In the estimated long-run model, when examining the signs and statistical significance of the coefficients of the financial development variable and its square, it is found that there is initially a U-shaped relationship. However, this assessment is inadequate and may lead to misleading results. Therefore, a three-step model evaluation method is employed. First, attention should be paid to the signs and statistical significance of the coefficients of the financial development variable and its square. In the second step, it is checked whether the turning point of the parabola is within the data range. Finally, the slope at the smallest and largest values of the parabola should be sufficiently steep. According to the U test conducted to verify this condition, we conclude that the U-shaped model is valid.

Keywords: Financial kuznets hypothesis, Income inequality, ARDL bounds test, Cointegration

Jel Classification: C12, C32, E10

EXTENDED ABSTRACT

In the literature, the relationship between financial development and income inequality is tested through three different hypotheses. The first hypothesis is the Inequality Narrowing Hypothesis by Galor and Zeira (1993), which suggests a negative linear relationship between financial development and income inequality. The second hypothesis is the Inequality Widening Hypothesis, which posits a positive linear relationship between financial development and income inequality. As proposed by Rajan and Zingales (2003), this hypothesis suggests that an increase in financial development intensifies income inequality. The third hypothesis is based on the idea that a reverse U-shaped relationship between financial development and income inequality. Financial Kuznets Hypothesis proposed by Greenwood and Jovanovic (1990) is another version of Kuznets' literature.

According to the Financial Kuznets Hypothesis (FKH), access to financial services is limited and costly in the early stages of financial development due to inadequate financial regulations. Consequently, the low-income segment cannot access financial services, whereas the high-income segment can. As a result, the gap between high- and low-income individuals widens (Keskin, 2022). However, in the later stages of economic development, as financial regulations improve, the cost of accessing financial services decreases, and more individuals benefit from these opportunities. Therefore, the income gap between high- and low-income segments narrows, leading to reduced income inequality (Greenwood and Jovanovic, 1990).

The mathematical model employed when testing the (FKH) should satisfy specific conditions that determine the shape of the curve (U-shaped, inverted U-shaped, N-shaped, inverted N-shaped) and its turning points. However, when these conditions are met, the empirical model used is validated. In this study, a quadratic model will be utilised for FKH; therefore, only the conditions of the quadratic model will be evaluated. In this case, the empirical model can be validated by examining the sign of the square of the financial development indicator used. To elucidate, we consider the quadratic model expressed by Equation (1):

$$Y = b_0 + b_1F + b_2F^2 + \varepsilon \quad (1)$$

Here, Y represents income inequality indicator and F denotes financial development indicator. Equation (1) represents the mathematical form of the (FKH). The first and second derivatives of Equation (1) relative to F are obtained as follows:

$$\frac{dY}{dF} = b_1 + 2b_2F \quad (2)$$

$$\frac{d^2Y}{dF^2} = 2b_2$$

Where $b_2 < 0$ and statistically significant, indicating the presence of a local maximum point and thus an inverted U-shaped relationship, while $b_2 > 0$ and statistically significant indicates the validity of a U-shaped relationship. However, fulfilling this condition alone is not sufficient to determine the type of relationship. To determine the relationship between income inequality and financial development, Lind and Mehlum (2010) proposed a three-step approach.

The first step involves examining the sign and significance of the coefficient, as mentioned above. The second step, the slope between the minimum and maximum values of the data must be sufficiently steep. Lind and Mehlum (2010) developed a new test statistic called the U test based on the Sasabuchi (1980) test for investigating U-shaped and inverted U-shaped relationships. Finally, the third step involves the value of $-b_1/2b_2$ represents the turning point. Ensuring that the turning point lies between the minimum and maximum values of the data. When these three conditions are satisfied simultaneously, a U-shaped or inverted U-shaped relationship exists (Hans et al., 2016).

It is observed that the three-step method mentioned above for assessing the validity of the mathematical form has not been utilised, when examining the literature on Türkiye. Generally, studies have only evaluated the first step of the three-step method, leading to conclusions about the presence of a U-shaped or inverted U-shaped relationship. In this study, while investigating the relationship between income inequality and financial development, this three-step method is followed. It is believed that this study will contribute to the literature in this regard.

The relationship between income inequality and financial development is investigated within the framework of the FKH. The aim is to determine the effects of financial development, inflation, and per capita income variables on income inequality in Türkiye annually from 1987 to 2021. Domestic loans provided by banks to the private sector (%GDP) is considered as a measure of financial development. The Gini coefficient is used as an indicator of income inequality. According to the results obtained from the ARDL bounds test, we conclude that there is co-integration among the variables. In addition, it is found that there is a U-shaped relationship when looking at the long-term coefficients of the financial development variable and its square. However, upon a detailed examination of the conditions that the U-shaped quadratic model should satisfy, it can be concluded that the U-shaped model is valid.

Giriř

Ekonomik büyüme ve kalkınmanın sağlanması ve dolayısıyla halkın refahının artırılması her zaman politika yapımcıların temel hedeflerinden biri olmuřtur. Ekonomik büyümeye etki eden birçok faktör

bulunmakla birlikte finansal kurumların, finansal piyasaların ve finansal hizmetlerin etkinliği olarak tanımlanan finansal gelişmişlik de bu faktörlerden biri olarak sayılmaktadır. Güçlü bir finansal sisteme sahip olan ekonomide, daha ucuz kredi imkanı ve finansal hizmetlere erişimin daha kolay olması sebebiyle girişimcilik faaliyetleri ve yatırımlar artacaktır. Bu durum ekonomik büyümeye katkı sağlayarak, yeni iş imkanlarının doğmasını ve dolayısıyla toplum refahındaki artışı beraberinde getirecektir (Azam ve Raza, 2018). Böylece yoksul kesimin gelirlerinin artacağı ve gelir dağılımının daha adil olacağı diğer bir ifadeyle gelir eşitsizliğinin azalacağı düşünülmektedir (Destek vd., 2017). Bu sebeple gelir eşitsizliği, ekonomik büyüme ve finansal gelişmişlik arasındaki ilişkinin incelenmesi, gelir dağılımında adaletin sağlanmasına ve yoksulluğun azaltılmasına yönelik uygun politikaların belirlenmesi sürecinde oldukça önemli bir araştırma konusu haline gelmiştir.

Literatürde finansal gelişme ile gelir eşitsizliği arasındaki ilişki üç farklı hipotezle sınanmaktadır. Bunlardan ilki, Galor ve Zeira (1993) tarafından ortaya konulan ve finansal gelişme ile gelir eşitsizliği arasında negatif doğrusal bir ilişki olduğunu ileri süren *Azalan Eşitsizlik Hipotezi* (Inequality Narrowing Hypothesis-INH)'dir. Bu hipoteze göre ülkenin finansal gelişmişlik düzeyinin artması gelir eşitsizliğinin azalmasını sağlayacaktır. Bu görüşe göre, ülkedeki finansal gelişmenin artmasıyla birlikte düşük gelirli kesimin krediye erişebilirliği artacaktır ve böylelikle düşük gelirli bireylerin iş kurmalarını sağlayarak istihdamı artırıcı etki yapacaktır. Bununla birlikte asgari geçim koşullarını sağlayan bireyler, kendileri ve çocukları için beşeri sermaye yatırımlarını artırabilecektir. Beşeri sermaye yatırımlarının artması da gelir dağılımındaki adaleti beraberinde getirecektir (Canavire-Bacarreza ve Rioja, 2008). İkinci hipotez, finansal gelişmişlik ile gelir eşitsizliği arasında pozitif doğrusal bir ilişkinin olduğunu ileri süren *Artan Eşitsizlik Hipotezi* (Inequality Widening Hypothesis-IWH)'dir. Rajan ve Zingales (2003) tarafından öne sürülen bu hipoteze göre, finansal gelişmişliğin artması gelir eşitsizliğini artırıcı etki yapmaktadır. Bu görüşün savunucularına göre bu etkinin sebebi, finansal gelişmeyle kolaylaşan finansal hizmetlere erişimin teminat gerektirmesidir (Kuşçuoğlu ve Çiçek, 2020). Dolayısıyla yüksek gelirli kesim sahip oldukları teminattan dolayı finansal hizmetlere kolayca ulaşarak yeni yatırımlar yapabilecek ve servetlerine servet katacaktır. Aksine, düşük gelirli bireyler teminata sahip olmadığından finansal gelişmenin sağladığı avantajlardan faydalanamayacaktır. Böylelikle zengin ile fakir arasındaki fark açılacak ve dolayısıyla gelir eşitsizliği de artacaktır. Üçüncü hipotez ise, finansal gelişmişlik ile gelir eşitsizliği arasında ters-U şeklinde bir ilişki olduğu fikrine dayanmaktadır. İlk olarak Simon Kuznets (1955) tarafından ortaya konulan ve ekonomik büyüme ile gelir eşitsizliği arasında doğrusal olmayan ters-U şeklinde bir ilişki olduğunu öne süren hipotez, *Kuznets Hipotezi* veya *Kuznets Eğrisi* olarak bilinmektedir. Bu hipoteze göre, ekonomik büyümenin artması, büyümenin ilk aşamalarında gelir eşitsizliğini artırsa da belirli bir dönüm noktasından itibaren büyümedeki artış gelir eşitsizliğini azaltıcı etki yapacaktır. Araştırmacılar tarafından literatürde oldukça fazla çalışılan Kuznets hipotezi, yıllar itibariyle farklı varyasyonları oluşturularak geniş bir çerçevede ele alınmıştır. Grossman ve Krueger (1991) tarafından ileri sürülen Çevresel Kuznets Hipotezi ve Greenwood ve Jovanovic (1990) tarafından ileri sürülen Finansal Kuznets Hipotezi bu kapsamda değerlendirilebilir. Finansal Kuznets Hipotezi (FKH)'ne göre, finansal gelişmenin ilk aşamalarında finansal düzenlemeler yetersiz kaldığı için hizmetlere erişim kısıtlı ve maliyetlidir. Bu sebeple düşük gelirli kesim finansal hizmetlere ulaşamazken, yüksek gelirli kesim olanaklardan faydalanabilmektedir. Dolayısıyla yüksek ve düşük gelirli bireyler arasındaki fark artmaktadır (Keskin, 2022). Bununla birlikte, ekonomik kalkınmanın ileri aşamalarında finansal düzenlemelerin de gelişmesiyle, finansal hizmetlere erişim maliyeti azalır

ve daha fazla birey olanaklardan faydalanmaya başlar. Dolayısıyla yüksek ve düşük gelirli kesim arasındaki gelir farkı kapanır ve gelir eşitsizliği azalır (Greenwood ve Jovanovic, 1990).

Bu çalışmada, gelir eşitsizliği ile finansal gelişmişlik düzeyi arasındaki üç hipotezden hangisinin Türkiye ekonomisi için geçerli olduğunun belirlenmesi amaçlanmıştır. Bu amaçla gelir eşitsizliğinin bağımlı değişken, kişi başı gelir, enflasyon, finansal gelişmişlik düzeyi ile onun karesinin bağımsız değişken olarak alındığı kuadratik model ele alınmıştır. Kuadratik terimin istatistiksel olarak anlamsız olması durumunda, gelir eşitsizliği ile finansal gelişmişlik arasında doğrusal bir ilişki olduğunu belirten azalan eşitsizlik ve artan eşitsizlik hipotezlerinden birinin geçerli olabileceği düşünülecektir. Aksine, kuadratik terimin anlamlı olması durumunda ise FKH'nin geçerliliği değerlendirilecektir.

Çalışmanın ikinci bölümünde U-tipi ilişkinin varlığının doğrulanması için kullanılan yaklaşım açıklanmıştır. Üçüncü bölümde analizde kullanılan veri seti tanımlanmıştır ve kullanılan değişkenlere ilişkin grafikler ve betimsel istatistiklere yer verilmiştir. Dördüncü bölümde ele alınan model, ekonometrik yöntem ve analiz bulguları detaylı olarak açıklanmıştır. Son olarak, elde edilen bulgular ışığında çalışmanın sonuçları değerlendirilmiştir.

1. U-Tipi İlişkinin Testi

FKH sınanırken ele alınan matematiksel model, eğrinin şeklini (U-tipi, ters-U tipi, N-tipi, ters-N tipi) ve dönüş noktalarını belirleyen belirli koşulları sağlamalıdır. Ancak bu koşullar sağlandığında kullanılan ampirik model doğrulanmaktadır. Bu çalışma kapsamında FKH için kuadratik model ele alınacağından, sadece kuadratik modelin koşulları değerlendirilecektir. Bu durumda ampirik modelin doğrulanması, kullanılan finansal gelişmişlik göstergesinin karesinin işaretine bakılarak gerçekleştirilebilir. Bunu açıklamak adına Denklem (1) ile ifade edilen kuadratik model ele alınsın.

$$Y = b_0 + b_1F + b_2F^2 + \varepsilon \quad (1)$$

Burada Y , gelir eşitsizliği göstergesi ve F , finansal gelişmişlik göstergesi olmak üzere Denklem (1), FKH'nin matematiksel formudur. Denklem (1)'in F 'ye göre birinci ve ikinci türevi aşağıdaki gibi elde edilmektedir.

$$\frac{dY}{dF} = b_1 + 2b_2F \quad (2)$$

$$\frac{d^2Y}{dF^2} = 2b_2$$

Burada $b_2 < 0$ ve istatistiksel olarak anlamlı olması yerel maksimum noktasının varlığını ve dolayısıyla ters-U tipi ilişki olduğunu gösterirken, $b_2 > 0$ ve istatistiksel olarak anlamlı olması ise U-tipi ilişkinin geçerli olduğunu göstermektedir. Ancak bu koşulun sağlanması, ilişkinin tipi hakkında karar vermek için yeterli değildir. Gelir eşitsizliği ile finansal gelişme arasındaki ilişkiye karar vermek için Lind ve Mehlum (2010) tarafından öne sürülen üç aşamalı bir yaklaşım bulunmaktadır. Bunların ilki, yukarıda bahsedildiği gibi katsayının işaretine ve anlamlılığına bakılmasıdır. İkincisi, verinin en küçük ve en büyük değeri arasındaki eğimin yeterince dik olmasıdır (Hans vd., 2016). Ters U şeklinde bir ilişkinin varlığının sınıandığı durumda, F_k ve F_b sırasıyla verinin

en küçük ve en büyük gözlem değerini ifade etmek üzere, Denklem (3) ile ifade edilen eşitsizlikler sağlanmalıdır. Bu ifadeler verinin en küçük ve en büyük noktalarındaki eğimi ifade etmektedir.

$$b_1 + 2b_2F_k > 0 \quad (3)$$

$$b_1 + 2b_2F_b < 0$$

Denklem (3)'de ifade edilen eğimlerin aynı zamanda istatistiksel olarak anlamlı olması gerekmektedir. Bu bileşik hipotezi test etmek için Sasabuchi (1980) testinden yararlanılabilir. Lind ve Mehlum (2010), U ve ters U-tipi ilişkinin araştırılması için Sasabuchi (1980) testinden yola çıkarak U testi olarak anılan yeni bir test istatistiği geliştirmişlerdir. U testinin hipotezleri aşağıdaki gibi ifade edilebilir. Sıfır hipotezinin reddedilememesi monoton veya ters U-tipi bir ilişkinin varlığını gösterirken, reddedilmesi U-tipi bir ilişki olduğu anlamına gelmektedir.

$$H_0 : b_1 + 2b_2F_k \geq 0 \text{ ve/veya } b_1 + 2b_2F_b \leq 0 \quad (4)$$

$$H_1 : b_1 + 2b_2F_k < 0 \text{ ve } b_1 + 2b_2F_b > 0$$

Denklem (2)'de verilen birinci türev sıfıra eşitlendiğinde elde edilen $-b_1/2b_2$ değeri dönüm noktasını (turning point) ifade etmektedir. Dönüm noktasının, verinin en küçük ve en büyük değerleri arasında yer alması da sağlanması gereken üçüncü koşuldur. Bu üç koşul aynı anda sağlandığında, U veya ters-U tipi ilişkiden söz edilebilir (Hans vd., 2016).

Finansal gelişmişlik ile gelir eşitsizliği arasındaki ilişkinin Türkiye için araştırıldığı çalışmalar Tablo 1'de özetlenmiştir. Tablo 1'de çalışmalarda kullanılan göstergeler, kullanılan yöntemler ve elde edilen sonuçlar raporlanmıştır.

Tablo 1: Türkiye'de Finansal Gelişme ve Gelir Eşitsizliği Arasındaki İlişkinin Araştırıldığı Çalışmalar

Yazar	Dönem	Yöntem	Finansal Gelişme Göstergesi (FG)	Değişkenler	Hipotez
Kanberoğlu ve Arvas (2014)	1980-2012	ARDL	Özel sektöre verilen yurtiçi krediler/GSYH	. GİNİ katsayısı . GSYH . FG . Enflasyon . İhracatın ithalatı karşılama oranı	INH geçerlidir
Altınöz (2015)	1991-2014	ARDL	Özel sektöre verilen yurtiçi krediler/GSYH	. GİNİ katsayısı . GSYH . FG . Ticari açıklık	INH geçerlidir
Çetin ve Şeker (2016)	1963-2006	ARDL	Özel sektöre verilen yurtiçi krediler/GSYH	. GİNİ katsayısı . GSMH . FG . Enflasyon . Ticari açıklık	INH geçerlidir
Destek vd. (2017)	1977-2013	ARDL	Özel sektöre verilen yurtiçi krediler/GSYH	. GİNİ katsayısı . GSYH . FG . FG ² . Kamu Harcamaları . Enflasyon	FKH geçerlidir
Altıntaş ve Çalışır (2018)	1993-2016	ARDL	Bankacılık tarafından özel sektöre verilen yurtiçi krediler/GSYH	. GİNİ katsayısı . FG . Semaye piyasası değeri/GSYH	INH geçerlidir
Mutlugün ve Erönel (2023)	1980-2020	RALS-ADL, RALS-EG	Finansal gelişme endeksi*	. GİNİ katsayısı . GSYH . GSYH ² . FG . FG ²	FKH geçerlidir

Tablo 1: Devamı

Yazar	Dönem	Yöntem	Finansal Gelişme Göstergesi (FG)	Değişkenler	Bulgular
Koak ve Uzay (2019)	1980-2013	Maki eşbütünlüşme	<ul style="list-style-type: none"> Bankaların mevduat varlıkları/GSYH Finansal sistemin toplam mevduatı/GSYH M1 para arzı/GSYH Özel sektöre verilen yurtiçi krediler/GSYH Finansal gelişme endeksi** 	<ul style="list-style-type: none"> Theil katsayısı GSYH Ticari açıklık Sanayileşme Enflasyon FG FG² 	FKH geçerlidir
Torusdağ ve Barut (2020)	1990-2017	Bayer-Hanck eşbütünlüşme	Özel sektöre verilen yurtiçi krediler/GSYH	<ul style="list-style-type: none"> GINİ katsayısı FG FG² Doğrudan yabancı yatırımlar GINİ katsayısı 	FKH geçerli değildir
Pata (2020)	1987-2016	Bayer-Hanck eşbütünlüşme	<ul style="list-style-type: none"> Bankacılık tarafından özel sektöre verilen yurtiçi krediler/GSYH Özel sektöre verilen yurtiçi krediler/GSYH 	<ul style="list-style-type: none"> FG FG² Enflasyon Gayrisafi sermaye stođu Kentsel nüfus/Toplam nüfus 	FKH geçerlidir
Altunöz (2021)	1992-2019	ARDL	Finansal gelişme endeksi*	<ul style="list-style-type: none"> GINİ katsayısı GSYH GSYH² FG FG² Toplam kredi/GSYH Doğrudan yabancı yatırımlar/GSYH 	FKH geçerlidir
Dumrul vd. (2021)	1980-2017	Gregory-Hansen, Hatemi-J	Finansal gelişme endeksi*	<ul style="list-style-type: none"> GINİ katsayısı FG 	Eşbütünlüşme yok
Yılmaz ve Demirligil (2021)	1980-2018	ARDL	Finansal gelişme endeksi*	<ul style="list-style-type: none"> GINİ katsayısı GSYH FG FG² 	FKH geçerlidir
Yazar	Dönem	Yöntem	Finansal Gelişme Göstergesi (FG)	Değişkenler	Bulgular
Kuşuođlu ve Çiek (2021)	1987-2017	ARDL	Finansal gelişme endeksi*	<ul style="list-style-type: none"> GINİ katsayısı FG FG² Kamu nihai tüketim harcaması/GSYH Sanayi, imalat, hizmet sektörlerinin toplam katma değeri/GSYH Beşeri sermaye endeksi Enflasyon Ticari açıklık 	FKH geçerlidir
Çetin vd. (2021)	1987-2018	Hatemi-J, ARDL	<ul style="list-style-type: none"> Finans sektörü tarafından sağlanan yurt içi krediler/GSYH M1 para arzı/GSYH 	<ul style="list-style-type: none"> GINİ katsayısı GSYH FG FG² Teknolojik inovasyon 	FKH geçerlidir
Baylan (2021)	1990-2017	Johansen eşbütünlüşme	Finans dışı özel sektörün toplam kredi kullanımı/GSYH	<ul style="list-style-type: none"> GINİ katsayısı FG Kamu brüt borç stođu 	IWH geçerlidir
Keskin (2022)	1987-2019	ARDL	Finansal gelişme endeksi*	<ul style="list-style-type: none"> Yüzdellik gelir payları GSYH FG FG² Enflasyon 	IWH geçerlidir
Özbek ve Ođul (2022)	1990-2019	ARDL	Finansal gelişme endeksi*	<ul style="list-style-type: none"> GINİ katsayısı GSYH FG FG² Kamu harcamaları 	FKH geçerlidir

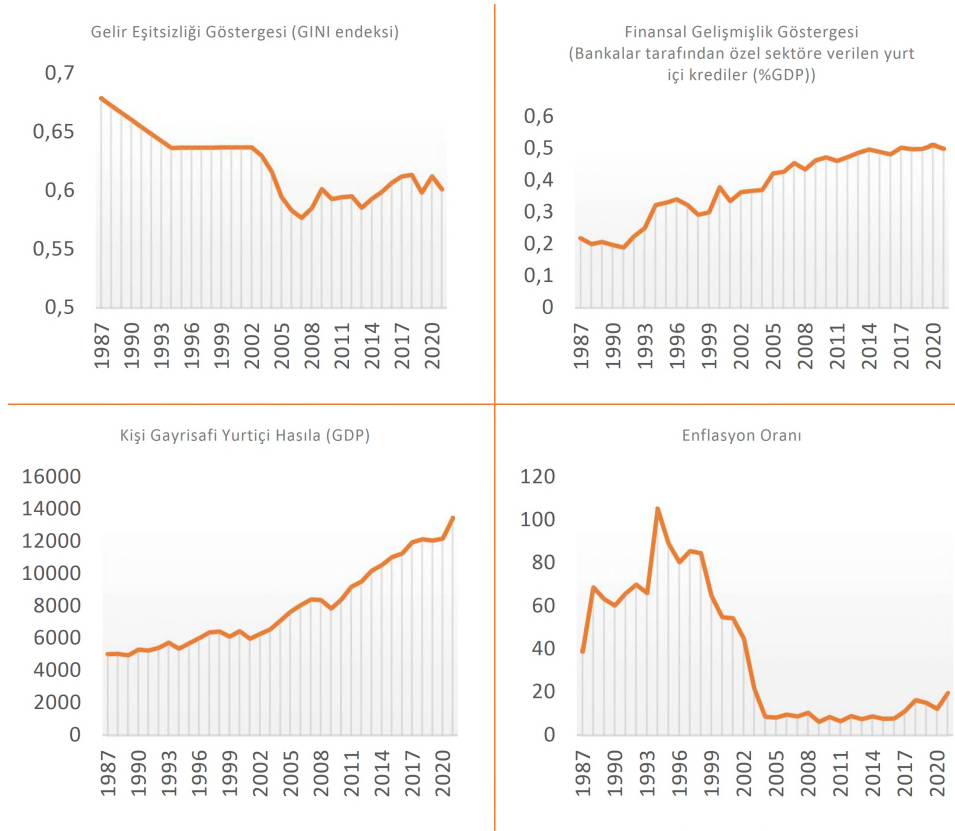
Not: * ile ifade edilen finansal gelişme endeksi IMF (International Money Fund) tarafından, ** ile ifade edilen finansal gelişme endeksi ise yazar(lar) tarafından oluşturulmuştur. FKH: Finansal Kuznets Hipotezi, INH: Azalan Eşitsizlik Hipotezi, IWH: Artan Eşitsizlik Hipotezi

Çalışmalar incelendiğinde, matematiksel formun geçerliliğine yönelik yukarıda bahsedilen üç aşamalı yöntemin kullanılmadığı görülmüştür. Çalışmalarda genel olarak üç aşamalı yöntemin sadece ilk aşaması değerlendirilerek, U veya ters U şeklinde ilişki olduğu sonucuna varılmıştır. Bu çalışmada, gelir eşitsizliği ve finansal gelişmişlik arasındaki ilişki araştırılırken, üç aşamalı yöntem takip edilecektir. Çalışmanın bu kapsamda literatüre katkı sağlayacağı düşünülmektedir.

Çalışmanın ikinci bölümünde analizde kullanılan veri seti tanıtılmıştır ve kullanılan değişkenlere ilişkin grafikler ve betimsel istatistiklere yer verilmiştir. Üçüncü bölümde ele alınan model, ekonometrik yöntem ve analiz bulguları detaylı olarak açıklanmıştır. Son olarak, elde edilen bulgular ışığında çalışmanın sonuçları değerlendirilmiştir.

2. Veri Seti

Çalışmada gelir dağılımı ile finansal gelişmişlik, gelir ve enflasyon oranı arasındaki ilişkinin belirlenmesi amaçlanmıştır. Çalışmada kullanılan veri seti 1987-2021 dönemi yıllık frekanstadır ve değişkenler, değişkenlerin kısaltmaları, ölçü birimleri ve verinin alındığı kaynak Tablo 2’de verilmiştir.



Kaynak: World Income Inequality Database, World Data Bank

Şekil 1: Değişkenlerin 1987-2021 yılları arasındaki seyri

Türkiye’de FKH geçerliliğinin sınanmasında ele alınan denklem aşağıdaki gibidir. Çalışmada gelir eşitsizliğinin göstergesi olarak Gini endeksi ve finansal gelişmişliğin göstergesi olarak ise bankalar tarafından özel sektöre verilen yurt içi kredilerin gayrisafi yurtiçi hasıla içindeki payı ele alınmıştır. Kullanılan kuadratik model Denklem (5)’te verilmiştir.

$$\ln GINI_t = \alpha_0 + \alpha_1 \ln CRE_t + \alpha_2 \ln CRE_t^2 + \alpha_3 \ln GDP_t + \alpha_4 \ln INF_t + e_t \quad (5)$$

Tablo 2: Değişkenlerin Açıklamaları

Kısaltma	Değişkenin adı	Kaynak
<i>GINI</i>	Gini endeksi	WIID
<i>CRE</i>	Bankalar tarafından özel sektöre verilen yurt içi kredi (%GDP)	WDI
<i>GDP</i>	Kişi başı gayrisafi yurt içi hasıla (sabit 2015 US\$)	WDI
<i>INF</i>	Enflasyon, tüketici fiyatları (% yıllık)	WDI

Not: WDI: World Development Indicators, WIID: World Income Inequality Database

Denklem (5)'teki değişkenlere ilişkin özet istatistikler Tablo 3'te verilmiştir. Özet istatistikler incelendiğinde, değişkenlerin pozitif çarpıklığa sahip olduğu görülmektedir. Jarque-Bera normallik testine göre tüm değişkenler normal dağılmaktadır.

Tablo 3: Özet İstatistikler

Değişkenler	<i>lnGINI</i>	<i>lnCRE</i>	<i>lnCRE²</i>	<i>lnGDP</i>	<i>lnINF</i>
Ortalama	4.128454	3.337864	11.46603	8.930487	3.171348
Medyan	4.121329	3.127998	9.784372	8.869608	2.975351
Maksimum	4.217638	4.261222	18.15801	9.506729	4.656006
Minimum	4.055024	2.639818	6.968642	8.508629	1.832738
Std. sapma	0.044341	0.578143	4.003133	0.310734	1.005032
Çarpıklık	0.203866	0.421198	0.508230	0.333341	0.081477
Basıklık	1.990003	1.535143	1.597601	1.767697	1.281362
Jarque-Bera	1.730077	4.164179	4.374872	2.862762	4.346230
p-değeri	0.421035	0.124669	0.112204	0.238979	0.113823

3. Yöntem ve Bulgular

Çalışmada öncelikle serilerin durağanlık özellikleri incelenmiştir. Bunun için Augmented Dickey Fuller (ADF) ve Phillips-Perron (PP) birim kök testleri kullanılmıştır. Elde edilen bulgular, Tablo 4'te verilmiştir. Buna göre, durağanlık düzeyi $I(2)$ olan değişken olmadığı tespit edilmiştir. Bu bakımdan ARDL sınır testi uygulanmasında bir engel görülmemektedir.

Tablo 4: Birim Kök Testleri Sonuçları

Değişkenler	ADF		PP	
	Sabitli	Sabitli & Trendli	Sabitli	Sabitli & Trendli
<i>lnGINI</i>	-1.9781	-1.5226	-1.9616	-1.6420
<i>lnCRE</i>	0.0723	-0.0836	-0.0655	-2.1328
<i>lnCRE²</i>	0.2512	-2.0149	0.0994	-2.0526
<i>lnGDP</i>	0.6739	-2.4007	1.9953	-2.4076
<i>lnINF</i>	-0.9513	-1.2415	-0.9827	-1.4513
$\Delta GINI$	-4.6081*	-4.6800*	-4.5944*	-4.6800*
ΔCRE	-4.6053*	-4.5179*	-4.5685*	-4.4705*
ΔCRE^2	-4.5957*	-4.5299*	-4.5957*	-4.5299*
ΔGDP	-5.8838*	-5.9876*	-5.9624*	-7.7193*
ΔINF	-5.3536*	-5.3051*	-5.3536*	-5.3597*

Not: *, ** ve *** sırasıyla %1, %5 ve %10 anlam düzeyinde istatistiksel olarak anlamlılığı göstermektedir.

Pesaran, Shin ve Smith (2001) tarafından ortaya konulan ARDL sınır testinin diğer eşbütünlük testlerinden farkı, açıklayıcı değişkenlerin durağanlık düzeyleri farklı olduğu durumda dahi (I(0), I(1)) değişkenler arasında eşbütünlük ilişkisinin incelenmesine izin vermesidir. ARDL yaklaşımına göre, değişkenler arasındaki uzun dönemli ilişkinin belirlenmesinde kullanılan model Denklem (6)'da verilmiştir.

$$\begin{aligned}
\Delta \ln GINI_t = & \alpha_0 + \beta_1 \ln GINI_{t-1} + \beta_2 \ln CRE_{t-1} \\
& + \beta_3 \ln CRE_{t-1}^2 + \beta_4 \ln GDP_{t-1} + \beta_5 \ln INF_{t-1} \\
& + \sum_{i=1}^k \alpha_i \Delta \ln GINI_{t-i} + \sum_{i=0}^k \phi_i \Delta \ln CRE_{t-i} \\
& + \sum_{i=0}^k \theta_i \Delta \ln CRE_{t-i}^2 + \sum_{i=0}^k \vartheta_i \Delta \ln GDP_{t-i} \\
& + \sum_{i=0}^k \varphi_i \Delta \ln INF_{t-i} + \varepsilon_t
\end{aligned} \tag{6}$$

İlk olarak VAR modeli oluşturularak AIC bilgi kriteri yardımıyla uygun gecikme uzunluğu 1 olarak belirlenmiştir. Belirlenen gecikme uzunluğunda tahmin edilen modelde otokorelasyon sorunu bulunmamaktadır ($LM=0.649 < \chi^2_{(1)}=3.841$). Değişkenler arasında uzun dönemli ilişkinin araştırılması için yapılan ARDL sınır testi sonuçları Tablo 5a'da verilmiştir. Sabit gecikme uzunlukları ile tahmin edilen modelde uzun dönem katsayılarının sıfıra eşit olduğunu ifade eden sıfır hipotezi %5 anlam düzeyinde reddedilmektedir, dolayısıyla eşbütünlük ilişkisi olduğu söylenebilmektedir. Uzun dönemli ilişkinin varlığının tespitinin ardından, uzun ve kısa dönem

katsayıları farklı gecikme uzunluklarına izin verilerek tekrar tahmin edilmiştir. Uzun dönem katsayılarının hesaplanmasında kullanılan ARDL modeli Denklem (7)'de verilmiştir.

$$\begin{aligned} \ln GINI_t = & \alpha_0 + \sum_{i=1}^k \alpha_i \ln GINI_{t-i} + \sum_{i=0}^l \phi_i \ln CRE_{t-i} \\ & + \sum_{i=0}^m \theta_i \ln CRE_{t-i}^2 + \sum_{i=0}^n \vartheta_i \ln GDP_{t-i} \\ & + \sum_{i=0}^p \varphi_i \ln INF_{t-i} + \varepsilon_t \end{aligned} \quad (7)$$

Tablo 5: ARDL Sınır Testi ve Uzun Dönem Katsayıları

a							
k	F istatistiği	Alt Sınır I(0)			Üst Sınır I(1)		
4	4.1818	%10	%5	%1	%10	%5	%1
		2.20	2.56	3.29	3.09	3.49	4.37
b							
Değişken	Katsayı	Standart Hata			t- istatistiği (prob)		
<i>lnCRE</i>	-0.541110	0,146877			-3,684098*		
<i>lnCRE²</i>	0.090133	0,021959			4,104645*		
<i>lnGDP</i>	-0.197692	0,045576			-4,337611*		
<i>lnINF</i>	0.018861	0,007110			2,652857**		
α_0	6.601538	0,538846			12,25126*		
c							
$\chi^2_{LM}(1)=0.0829$ [0.7734]				$\chi^2_{LM}(2)=0.0835$ [0.9591]			
$\chi^2_{BPG}(6)=4.1738$ [0.6532]				$\chi^2_{JB}(2)=1.7433$ [0.4183]			
d							
Hata düzeltme katsayısı				$\gamma = -0.4870^*$			

Not: *,** ve *** sırasıyla %1, %5 ve %10 anlam düzeyinde istatistiksel olarak anlamlılığı ifade etmektedir. Parantez ve köşeli parantez içindeki değerler sırasıyla serbestlik derecesini ve olasılık değerini göstermektedir.

Tahmin edilen uzun dönem katsayıları ise Tablo 5b'deki gibidir. Modeldeki otokorelasyon, değişen varyans ve normal dağılımın sınanması için sırasıyla LM, Breush-Pagan-Godfrey ve Jarque-Bera testleri yapılmıştır ve sonuçlar Tablo 5c'de verilmiştir. Buna göre modelde varsayımdan sapma durumunun olmadığı söylenebilmektedir.

Tablo 5b'de verilen uzun dönem katsayılarına göre, finansal gelişmişlik göstergesinin (*lnCRE*) katsayısının işareti negatif ve anlamlı iken, göstergenin karesinin (*lnCRE²*) katsayısının işareti pozitif ve anlamlı olduğu görülmektedir. Bu durumda ele alınan veri döneminde Türkiye'de gelir eşitsizliği ile finansal gelişmişlik arasında U-tipi ilişki olduğu söylenebilmektedir. Bu durumda FKH geçerli değildir. Tablo 6'da verilen dönüm noktası değerlendirildiğinde, finansal gelişmenin ilk aşamalarında gelir eşitsizliği azalacaktır ancak finansal gelişme düzeyi $\exp(3.001736)=20.1204$ düzeyine ulaştıktan sonra finansal gelişme arttıkça gelir eşitsizliği de artma eğilimine girecektir. Diğer

bağımsız değişkenlere bakıldığında, Türkiye’de gayri safi yurt içi hasılda meydana gelecek %1’lik artış gini katsayısında yaklaşık % 0.20’lik bir azalışa sebep olurken, enflasyon oranında meydana gelecek %1’lik artış gini katsayısında yaklaşık % 0.02’lik bir artışı beraberinde getirmektedir.

Değişkenler arasındaki kısa dönemli ilişkinin belirlenmesi için tahmin edilen hata düzeltme modeli ise Denklem (8)’deki gibidir.

$$\begin{aligned} \Delta \ln GINI_t = & \alpha_0 \\ & + \sum_{i=1}^k \alpha_i \Delta \ln GINI_{t-i} + \sum_{i=0}^l \phi_i \Delta \ln CRE_{t-i} \\ & + \sum_{i=0}^m \theta_i \Delta \ln CRE_{t-i}^2 \\ & + \sum_{i=0}^n \vartheta_i \Delta \ln GDP_{t-i} + \sum_{i=0}^p \varphi_i \Delta \ln INF_{t-i} + \gamma ec m_{t-1} + \varepsilon_t \end{aligned} \quad (8)$$

Hata düzeltme terimini ifade eden $ECM_t - 1$, uzun dönemli ilişkiden elde edilen hata teriminin bir dönem gecikmesidir. Denklem (5)’in tahmini sonucu elde edilen hata düzeltme terimi Tablo 5d’de verilmiştir. Beklenildiği üzere hata düzeltme teriminin katsayısı negatif ve %1 önem düzeyinde istatistiksel olarak anlamlıdır. Bu bilgidan hareketle, ele alınan dönemde dengeden sapma durumunun gelecekte düzeltileceği yorumu yapılabilir. İlgili dönemde oluşacak bir dengesizlik durumunun 1 yıl sonra yaklaşık olarak %49’u düzeltilecektir. Şokun yarı dönem ömrü yaklaşık 0.62 olarak hesaplanmıştır. Dolayısıyla sisteme gelecek olan bir şokun yaklaşık 7 ayda yarısı giderilecektir.

Tablo 6: U-Tipi İlişkinin Değerlendirilmesi

Bağımlı değişken: GINI	
Veri aralığı ($\ln CRE_k; \ln CRE_b$)	(2.639816; 4.261222)
$\ln CRE$	$\hat{b}_1 = -0.541110$ (-3.684098)*
$\ln CRE^2$	$\hat{b}_2 = 0.090133$ (4.104645)*
Eğim ($\ln CRE_k$)	$\hat{b}_1 + 2\hat{b}_2 \ln CRE_k = -0.0317741$ (-1.54021)***
Eğim ($\ln CRE_b$)	$\hat{b}_1 + 2\hat{b}_2 \ln CRE_b = 0.110575$ (4.169038)*
U test istatistiği	1.54***
Dönüm noktası	$-\hat{b}_1/2\hat{b}_2 = 3.001736$
%95 güven aralığı, Fieller yöntemi	(2.353391; 3.223370)
%95 güven aralığı, Delta yöntemi	(2.719603; 3.283870)

Not: *,** ve *** sırasıyla %1, %5 ve %10 anlam düzeyinde istatistiksel olarak anlamlılığı ifade etmektedir. Parantez içindeki değerler t istatistiğini göstermektedir.

Yukarıda yapılan yorumların geçerli olması için ele alınan modelin matematiksel olarak gerekli koşulları sağlaması gerekmektedir. Bu bağlamda U-tipi ilişkinin araştırılmasında kullanılan üç aşamalı yöntem sonuçları Tablo 6’da verilmiştir. Uzun dönem katsayıları yorumlanırken bahsedildiği

gibi, finansal gelişmişlik göstergesinin ($\ln CRE$) katsayısının işareti negatif ve anlamlı iken, göstergenin karesinin ($\ln CRE^2$) katsayısının işareti pozitif ve anlamlı olduğu görülmektedir. Bu durumda U-tipi ilişkinin var olduğunu söyleyebilmek için gerekli koşullardan ilki sağlanmış olmaktadır. Parabolün dönüm noktası ise 3.001736 olarak elde edilmiştir ve bu değer veri aralığında olduğu görülmektedir. Aynı zamanda dönüm noktası, Fieller ve Delta yöntemleri ile elde edilen %95 güven sınırı içindedir. Diğer bir koşul olan en küçük ve en büyük gözlem değerleri için eğim koşuluna bakıldığında, en küçük noktada eğimin negatif ve anlamlı, en büyük noktada ise pozitif ve anlamlıdır. Ortak hipotezi sınamak için yapılan U testi sonucuna göre ise, ilişkinin monoton veya ters-U tipinde olduğunu belirten sıfır hipotezin %10 anlam düzeyinde reddedildiği görülmektedir. Bu durumda koşullar birlikte değerlendirildiğinde, U-tipi ilişkinin matematiksel olarak doğrulandığı söylenebilmektedir. Dolayısıyla elde edilen bulgulara göre, ele alınan dönemde Türkiye’de Finansal Kuznets hipotezi geçerli değildir. Ancak %5 anlam düzeyinde sıfır hipotezi reddedilememektedir ve bu da diğer koşullarla çelişkili bir sonuç oluşmasına sebep olmaktadır. Katsayıların işaretine ve eğim koşuluna bakıldığında U-tipi ilişki desteklenirken, U testine göre ters-U tipi ilişki olduğuna sonucuna varılmaktadır.

SONUÇ

Ekonomik büyümenin itici güçlerinden biri olan finansal gelişmişliğin, gelir dağılımı üzerindeki etkisi uzun zamandır araştırmacıların ilgisini çeken bir konu olmuştur. Finansal gelişmişlik ve gelir dağılımı arasındaki ilişki araştırılırken farklı görüşler ortaya konulmuştur. Bu görüşlerden ilki Grossman ve Krueger (1991) çalışmasında ortaya konulan ve Finansal Kuznets eğrisi olarak bilinen hipotezdir. Bu hipoteze göre finansal gelişmenin ilk aşamalarında gelir eşitsizliği artacak ancak ilerleyen aşamalarda finansal gelişme, gelir eşitsizliğini azaltıcı etki yapacaktır. İkinci görüş, Galor ve Zeira (1993) tarafından ortaya konulan Eşitsizlik Azaltıcı Hipotezdir. Bu hipoteze göre ülkenin finansal gelişmişlik düzeyinin artması gelir eşitsizliğini azalmasını sağlayacaktır. Ülkedeki finansal gelişmenin artmasıyla birlikte düşük gelirli kesimin krediye erişebilirliği artacaktır ve böylelikle düşük gelirli bireylerin iş kurmalarını sağlayarak istihdamı artırıcı etki yapacaktır. Diğer bir görüş, Rajan ve Zingales (2003) tarafından ortaya konulan Eşitsizlik Artırıcı Hipotezdir. Bu görüşe göre ise, finansal gelişmişliğin artması gelir eşitsizliğini artırıcı etki yapmaktadır. Bu görüşün savunucularına göre bu etkinin sebebi, finansal gelişmeyle kolaylaşan finansal hizmetlere erişim teminat gerektirmesidir. Bu sebeple teminata sahip olmayan yoksul kesim bu hizmetlere erişemeyecek ve zengin ile yoksul arasındaki gelir dağılımı daha da bozulacaktır. İlk iki hipotez finansal gelişme ile gelir eşitsizliği arasında doğrusal bir ilişki olduğunu öne sürerken, finansal Kuznets hipotezi doğrusal olmayan bir ilişki olduğunu belirtmektedir. Ampirik çalışmalarda ters-U, U, ters-N, N gibi farklı eğrisel ilişkiler değerlendirilmektedir.

Bu çalışmada Türkiye için 1987-2021 yılları arası finansal gelişme, kişi başı gelir, enflasyon oranı değişkenleri kullanılarak, gelir eşitsizliği üzerindeki etkileri değerlendirilmiştir. Bu kapsamda kuadratik model ele alınmış ve finansal gelişme ve gelir eşitsizliği arasında U/ters-U-tipi ilişkinin varlığını araştırılmıştır. Finansal gelişmişlik göstergesi olarak bankalar tarafından özel sektöre verilen yurtiçi kredilerin GSYİH’deki payı, gelir eşitsizliği göstergesi olarak ise Gini katsayısı ele alınmıştır. Yapılan ARDL sınır testi sonucuna göre eşbütünleşme ilişkinin varlığına ilişkin kanıtlar elde edilmiştir. Ardından U-tipi ilişkinin geçerliliğine ilişkin matematiksel modelin sağlaması gereken koşullar değerlendirilmiştir. Öncelikle modeldeki finansal gelişmişlik değişkeni ve bu değişkenin karesinin katsayılarının işaretine ve parametrelerin istatistiksel olarak anlamlılığına bakılmıştır.

Bulguların U-tipi ilişkinin varlığı yönünde olduğu görülmüştür. Sonrasında parabolün dönüm noktasının veri aralığında olup olmadığı araştırılmıştır. Bulgulara göre, dönüm noktasının veri aralığında olduğu görülmüştür. Ayrıca Fieller ve Delta yöntemleriyle elde edilen %95 güven sınırları değerlendirildiğinde, dönüm noktasının güven sınırları içinde yer aldığı tespit edilmiştir. Ardından U testi ile eğimin en küçük ve en büyük noktalarda yeterince dik olup olmadığı araştırılmıştır. Gini katsayısı ve finansal gelişmişlik arasında ters-U tipi ilişki olduğunu belirten sıfır hipotezinin %10 anlam düzeyinde reddedildiği ve U-tipi ilişkinin geçerli olduğu sonucuna ulaşılmıştır. Ancak %5 anlam düzeyinde sıfır hipotezi reddedilememektedir ve bu da diğer koşullarla çelişkili bir sonuç oluşmasına sebep olmaktadır. Katsayıların işaretine ve eğim koşuluna bakıldığında U-tipi ilişki desteklenirken, U testine göre ters-U tipi ilişki olduğuna sonucuna varılmaktadır.

Elde edilen bulgular değerlendirildiğinde, U-tipi ya da ters-U tipi ilişkiden bahsedebilmek ve FKH'nin geçerliliğine ilişkin yorum yapılabilmesi için katsayıların işaretleri ve anlamlılığının yeterli olmadığı söylenebilmektedir. Tahmin edilen modelin yorumlanmadan ve politika önerileri yapılmadan önce matematiksel modelin doğrulanması gerektiği görülmektedir.

Hakem Değerlendirmesi: Dış bağımsız.

Çıkar Çatışması: Yazar çıkar çatışması beyan etmemiştir.

Finansal Destek: Yazar finansal destek beyan etmemiştir.

Peer Review: Externally peer-reviewed.

Conflict of Interest: Author declared no conflict of interest.

Financial Disclosure: Author declared no financial support.

ORCID:

Nimet Melis Esenyel İçen 0000-0003-1150-2535

KAYNAKLAR / REFERENCES

- Altuntaş, N., & Çalışır, M. (2018). Finansal Gelişmenin Bankacılık ve Sermaye Piyasası Bağlamında Gelir Dağılımına Etkisi: ARDL Sınır Testi Yaklaşımı. *Trakya Üniversitesi İktisadi Ve İdari Bilimler Fakültesi E-Dergi*, 7(1), 81-97.
- Altunöz, U. (2015, September). Kuznet Eğrisi Bağlamında Türkiye'de Finansal Gelişme ve Gelir Eşitsizliği İlişkisinin Analizi. *In International Conference on Eurasian Economies* (pp. 871-875).
- Altunöz, U. (2021). Finansal gelişmişlik ve gelir dağılımı bağlamında Türkiye'nin Finansal Kuznets eğrisi. *ISPEC Uluslararası Multidisipliner Çalışmaları Kongresi*, 115-129.
- Baylan, M. (2021). Türkiye'de Finansallaşma ve Gelir Dağılımı, 1990-2017. *Journal of Economics and Research*, 2(1), 46-58.
- Canavire-Bacarreza, G. J., & Rioja, F. K. (2008). Financial Development And The Distribution Of income in Latin America And The Caribbean.
- Çetin, M., Demir, H., & Saygin, S. (2021). Financial Development, Technological Innovation and Income Inequality: Time Series Evidence from Turkey. *Social Indicators Research*, 156(1), 47-69.
- Çetin, M., & Şeker, F. (2016). Finansal Gelişmenin Gelir Eşitsizliği Üzerindeki Etkisi: Türkiye Ekonomisi İçin Ampirik Bir Kanıt. *International Anatolia Academic Online Journal Social Sciences Journal*, 3(2), 52-63.

- Destek, M. A., Okumuş, İ., & Manga, M. (2017). Türkiye’de finansal gelişim ve gelir dağılımı ilişkisi: Finansal Kuznets eğrisi. *Doğuş Üniversitesi Dergisi*, 18(2), 153-165.
- Dumrul, C., İlkey, S. Ç., & Dumrul, Y. (2021). Finansal Kuznets eğrisi hipotezi: yapısal kırılmalı eş-bütünleşme testleri ile Türk ekonomisine ilişkin ampirik bir analiz. *Sosyoekonomi*, 29(50), 337-359.
- Epstein, G. A. (Ed.). (2005). *Financialization and the world economy*. USA: Edward Elgar Publishing.
- Galor, O., & Zeira, J. (1993). Income Distribution And Macroeconomics. *The Review of Economic Studies*, 60(1), 35-52.
- Grossman, G. M., & Krueger, A. B. (1991). Environmental impacts of a North American free trade agreement. *National Bureau of Economic Research*, Working paper no, w3914.
- Haans, R. F., Pieters, C., & He, Z. L. (2016). Thinking about U: Theorizing and testing U-and inverted U-shaped relationships in strategy research. *Strategic Management Journal*, 37(7), 1177-1195.
- Kanberođlu, Z., & Arvas, M. (2014). Finansal Kalkınma ve Gelir Eşitsizliği: Türkiye Örneđi, 1980-2012. *Sosyoekonomi*, 21(21).
- Keskin, N. (2022). Türkiye’de Finansal Gelişmenin Gelir Eşitsizliği Üzerindeki Etkisi: Farklı Gelir Grupları için Mukayeseli Bir Analiz. *Cumhuriyet Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Dergisi*, 23(4), 915-931.
- Koak, E., & Uzay, N. (2019). The Effect of Financial Development on Income Inequality in Turkey: An Estimate of The Greenwood-Jovanovic Hypothesis. *Review of Economic Perspectives*, 19(4), 319-344.
- Kuşcuođlu, S.Y. & Çicek, M. (2021). Financial Development And Income Inequality Relationship: Analyzing Financial Kuznets Curve with ARDL Boundary Test in Turkey. *International Journal of Scientific And Technological Research*, 7(21), 79-102.
- Kuznets, S. (1955). Economic growth and income inequality. *The American Economic Review*, 45(1), 1-28.
- Lind, J. T., & Mehlum, H. (2010). With or without U? The appropriate test for a U-shaped relationship. *Oxford bulletin of economics and statistics*, 72(1), 109-118.
- Mutlugün B. & Erönal Y. (2023). Finansal Gelişme ve Gelir Eşitsizliği: Türkiye için Yeni Bulgular. *Cumhuriyet’in Yüzüncü Yılında Türkiye Ekonomisi*, İncekara, A. & Oktar, S. A., Editör, Istanbul University Press, İstanbul, ss. 403-426.
- Özbek, S. (2022). Finansal Kuznets Eğrisi Hipotezinin Geçerliliđi: Türkiye Ekonomisi Üzerine Kısa ve Uzun Dönemli Zaman Serisi Bulguları. *Dokuz Eylül Üniversitesi İşletme Fakültesi Dergisi*, 23(1), 81-97.
- Pata, U. K. (2020). Finansal Gelişmenin Gelir Eşitsizliği Üzerindeki Etkileri: Finansal Kuznets Eğrisi Hipotezi Türkiye İçin Geçerli mi?. *Atatürk Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Dergisi*, 34(3), 809-828.
- 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.
- Sasabuchi, S. (1980). A test of a multivariate normal mean with composite hypotheses determined by linear inequalities. *Biometrika*, 67(2), 429-439.
- Torusdađ, M., & Barut, A. (2020). Çevresel ve Finansal Kuznets Eğrisinin Geçerliliđi: Türkiye Örneđi. *Maliye Araştırmaları Dergisi*, 6(3), 125-135.
- Yılmaz, V., & Demirgil, B. (2021). Finansal Gelişme ve Gelir Dağılımı Eşitsizliğini İncelemeye Yönelik Uygulamalı Bir Çalışma: Türkiye Örneđi. *Giresun Üniversitesi İktisadi Ve İdari Bilimler Dergisi*, 7(2), 289-306.

Atf biçimi / How to cite this article

Esenyel İen, N.M. (2024). Investigation of parabolic relationship between financial development and income inequality using u test: analysis of financial Kuznets Curve in Türkiye. *İktisat Politikası Araştırmaları Dergisi - Journal of Economic Policy Researches*, 11(2), 355-369. <https://doi.org/10.26650/JEPR1490883>

Relationship Between Household Consumption and Disaggregated Wealth Components in OECD Countries: Panel Data Analysis for the Period 2010-2017

OECD Ülkelerinde Hanehalkı Tüketimi ile Ayrıştırılmış Servet Bileşenleri Arasındaki İlişki: 2010-2017 Dönemi İçin Panel Veri Analizi

Ahmet Hamdi Yanık¹ , Ahmet İncekara² 

ABSTRACT

Understanding household consumption behaviour and its impact on macroeconomic performance has long played an important role in policymaking. This study examines the empirical relationship between consumption, financial wealth, and housing wealth in OECD countries from 2010 to 2017. This study used short and balanced panel data sets covering 28 OECD countries over an eight-year period. Although most empirical research on wealth's effects on consumption tends to focus on national borders, this study aims to assess the impact of these effects on an international scale and makes a valuable contribution to the existing literature in this area. Based on a thorough analysis of the relevant literature, it was decided that a consumption function based on the life-cycle hypothesis was very useful for this study. Based on this framework, three different panel data regression models were estimated, including one or more wealth components as explanatory variables. The results of the Hausman test show that random effect estimators can provide more effective estimates, while the Swamy test shows that heterogeneity in slope parameters should be taken into account. These tests indicate that the coefficients obtained using the augmented mean group estimator, which accounts for heterogeneity, are more reliable. The results show that marginal propensities to consume, calculated as the coefficient of elasticity, are 0.71 for disposable income, 0.04 for financial wealth, and 0.19 for housing wealth. These findings showed that housing wealth played a greater role than financial wealth in influencing OECD households' consumption during the period analyzed. The inclusion of housing market dynamics in the consumption function may boost the model's explanatory power, according to our findings revealing country-specific differences, but more research is required to confirm this.

Keywords: Life-Cycle hypothesis, Household consumption, Financial wealth effect, Housing wealth effect, Panel data analysis.

Jel Classification: D12, D15, E21

¹PhD Student, Istanbul University, Social Sciences Institute of Sciences, Department of Economics, Istanbul-Türkiye

²Prof. Dr., Istanbul University, Faculty of Economics, Department of Economics, Istanbul-Türkiye

Sorumlu yazar /

Corresponding author: Ahmet Hamdi Yanık

E-posta / E-mail: ahmethamdiy@artuklu.edu.tr

Note: The editor in chief was not involved in the evaluation, peer-review and decision processes of the article, and these processes were carried out by the associate editors.

Not: Makalenin değerlendirme, hakem ve karar süreçlerinde baş editör yer almamış, ilgili yardımcı editörler tarafından süreçler yürütülmüştür.

Başvuru / Submitted : 08.07.2024

Revizyon Talebi /

Revision Requested : 25.07.2024

Son Revizyon /

Last Revision Received : 27.07.2024

Kabul / Accepted : 27.07.2024



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

ÖZ

Hanehalkı tüketim davranışını ve makroekonomik performans üzerindeki etkisini anlamak, ekonomi politikasının belirlenmesinde uzun süredir önemli bir rol oynamaktadır. Bu çalışma, 2010-2017 yılları arasında OECD ülkelerinde tüketim, finansal zenginlik ve konut serveti arasındaki ampirik ilişkiyi incelemektedir. Çalışmada, sekiz yıllık bir süre boyunca 28 OECD ülkesini kapsayan kısa ve dengeli panel veri setleri kullanılmıştır. Zenginliğin tüketim üzerindeki etkilerine ilişkin ampirik araştırmaların çoğu ulusal sınırlara odaklanma eğiliminde olsa da, çalışmamız bu etkilerin etkisini uluslararası ölçekte değerlendirmeyi ve bu alandaki mevcut literatüre değerli bir katkı sağlamayı amaçlamaktadır. İlgili literatürün kapsamlı bir analizine dayanarak yaşam döngüsü hipotezine dayalı tüketim fonksiyonunun bu çalışma için çok faydalı olacağına karar verilmiştir. Bu çerçeveye dayanarak, açıklayıcı değişkenler olarak bir veya daha fazla servet bileşeni dahil olmak üzere üç farklı panel veri regresyon modeli tahmin edilmiştir. Hausman testinin sonuçları, rastgele etki tahmincilerinin daha verimli tahminler sağlayabileceğini gösterirken, Swamy testi, eğitim parametrelerindeki heterojenliği hesaba katma ihtiyacını göstermektedir. Bu testler, heterojenliği hesaba katan artırılmış ortalama grup tahmincisi kullanılarak elde edilen katsayıların daha güvenilir olduğunu göstermektedir. Sonuçlar, esneklik katsayısı olarak hesaplanan marjinal tüketim eğilimlerinin harcanabilir gelir için 0.71, finansal servet için 0.04 ve konut serveti için 0.19 olduğunu göstermektedir. Bu bulgular, analiz edilen dönemde OECD hanehalklarının tüketimini etkilemede konut servetinin finansal servetten daha büyük bir rol oynadığını göstermektedir. Ülkeye özgü farklılıkları ortaya koyan bulgularımıza göre, konut piyasası dinamiklerinin tüketim fonksiyonuna dahil edilmesi, modelin açıklayıcı gücünü artırabilir, ancak bunu doğrulamak için daha fazla araştırmaya ihtiyaç vardır.

Anahtar Kelimeler: Yaşam döngüsü hipotezi, Hanehalkı tüketimi, Finansal servet etkisi, Konut serveti etkisi, Panel veri analizi.

Jel Sınıflaması: D12, D15, E21

1. Introduction

Household consumption is both the primary determinant of individual living standards and the most important component of aggregate economic demand. Therefore, the study of household consumption behaviour and its impact on macroeconomic performance has been an important aspect of economic policy since the early stages of industrialisation and urbanisation. For the OECD as a whole, household consumption as a share of total gross domestic product (GDP) has averaged about 60.42% from 1995 to 2020. During this period, household consumption was 61.19% in 2003, compared with 59.72% in 1995. This ratio has shown a significant decline over the years, falling to 60.22% in 2007 and recovering quickly to peak at 61.36% in 2009. However, since then, it has steadily decreased and reached 58.37% in 2020. These breaks in 2003, 2007, and 2009 are characterised by the United States (US)-originated crises, especially the Dot-com (2000-2002) and the Great Recession (2007-2009). These data show that household consumption in the OECD area is broadly consistent with cyclical fluctuations and that its share of aggregate demand has gradually declined since 2009.

This study examines the relationship between household consumption and disaggregated wealth components, which consider the value of financial and housing assets, using panel data from 28 OECD countries¹ for the period 2010-2017. The theoretical framework of the analysis is based on the fundamental assumptions of the consumption function described by the life-cycle hypothesis (LCH) of Modigliani and Brumberg (1954). This framework defines consumption as a function of income and wealth, consistent with the results of this study. The importance of the LCH lies in its ability

¹ Austria, Belgium, Canada, Switzerland, Czechia, Germany, Denmark, Spain, Estonia, Finland, France, United Kingdom, Greece, Hungary, Ireland, Italy, Lithuania, Luxembourg, Latvia, the Netherlands, Norway, Poland, Portugal, Slovakia, Slovenia, Sweden, Türkiye, United States.

to reconcile conflicting results from earlier studies by Keynes (1936) and Kuznets (1946). These studies provide conflicting evidence about the impact of household consumption on the economy as a whole. This conflict has been an important source of motivation for more modern consumption theories, such as LCH, to solve the consumption puzzle.

Early studies on the relationship between wealth and consumption often analysed wealth in an aggregate fashion. In this context, earlier studies, such as Ando and Modigliani (1963), Modigliani (1971), Singh, Drost and Kumar (1978), and Cox and Jappelli (1993), have focused on the effect of the level of wealth, calculated as household net worth according to the National Accounting System (NAS), on consumption. However, this approach implies the assumption that the effects of different types of wealth on consumption are equal, which is not always the case (Berg & Bergström, 1995). More recent studies, such as Benjamin, Chinloy and Jud (2004), Bostic, Gabriel and Painter (2009), and Barrell, Costantini and Meco (2015), suggest that the components of wealth that explain the value of financial and housing assets may have different effects on consumption. However, empirical studies that examine the effects of different types of wealth on consumption tend to apply to a single country or a small group of countries. The main driving force behind this research is the insufficient exploration of the international dimension of the problem. Therefore, the aim of this study is to adapt the consumption function to the international arena and fill this gap in the literature. To this end, macroeconomic data calculated annually for 28 countries are analysed.

In this context, the next section of the paper continues with a literature review of previous empirical studies on the effects of housing and financial wealth on consumption. The next section presents the controversial hypotheses that have influenced the development of modern consumption theories and the theoretical assumptions of the life-cycle model. The subsequent sections of this paper will cover the data set and estimation method, followed by the empirical results and discussion, and finally, the conclusion.

2. Literature Review

The LCH, permanent income hypothesis (PIH), and life-cycle/permanent income hypothesis (LCH/PIH), as well as their combinations, have developed the empirical literature analysing consumption behaviour. Researchers frequently examine whether LCH/PIH aligns with consumption theory, which posits that individuals should plan their consumption based on the state of their resources throughout their lifetime. Moreover, the theoretical background of these studies can be traced to Hall (1978) 's study on consumer expectations regarding lifetime resources.

In contrast, the more recent empirical literature on the impact of wealth on consumption generally examined total household wealth by dividing it into two basic components: financial and housing wealth. These parameters were included in the consumption function to measure the sensitivity of consumption to both wealth components. Although empirical studies in the literature differ in purpose, scope, level of analysis, and methodology, they are important for shedding light on both the various assumptions of the LCH and differences across countries.

Table 1 summarises the results of empirical studies investigating the impact of disaggregated wealth components on consumption.

Table 1: Previous Estimates of Wealth's Effects Components on Consumption

Author(s)	Financial Wealth	Housing Wealth
Berg and Bergström (1995)	0.121**	0.098**
Benjamin et al. (2004)	0.023***	0.079***
Tse et al. (2007)	0.057***	0.154***
Chen et al. (2009)	-0.057	0.424***
Bostic et al. (2009)	0.021***	0.053***
Barrell et al. (2015)	0.024***	0.007**
Manuel and Rafael (2015)	0.449**	0.445**
Fereidouni and Tajaddini (2017)	0.073***	0.262***
Bottazzi et al. (2020)	0.088*	0.003***
Hu et al. (2020)	0.061***	0.002
Kontana and Fountas (2022)	0.044***	0.072***

Source: Authors.

The empirical results of the studies listed in Table 1 show how the impact of each type of wealth on consumption can vary depending on the period, geographical scope, or term structure (short-long). Berg and Bergström (1995), in their long-term analysis of the Swedish case, argued that financial wealth is positive and significant in explaining consumption, but the effect of housing wealth on consumption is questionable. Benjamin et al. (2004) showed that the impact of housing wealth on consumption was four times larger than that of financial wealth, focusing on US households' ability to access housing equity, especially through loans and refinancing, during the period 1995-2001. According to Tse, Man and Choy (2007), there was a significant long-run relationship between household consumption and changes in housing wealth in Hong Kong, especially after the 1997 Asian financial crisis, which was more pronounced than the effects of changes in financial wealth. Focusing on urban China at the macroeconomic level, Chen, Guo and Zhu (2009) argue that housing wealth is the primary factor that stabilises household consumption in the event of an unexpected economic shock, while the limited impact of financial wealth is largely due to the fact that the financial market in China is not yet mature enough. Bostic et al. (2009) show that housing wealth played a more important role than financial wealth in driving consumer behaviour in the US over the period 1989-2001, and that these changes in housing wealth may have significant effects on the overall economy. Barrell et al. (2015) comparatively analysed the effects of housing and financial wealth on consumption in Italy and the United Kingdom (UK), taking into account the 2008 financial crisis. In this context, the researchers found that the effect of housing wealth has become increasingly important over time in the United Kingdom, while the effect of financial wealth has become more pronounced in Italy. Navarro and de Frutos (2015) concluded that both types of wealth had a significant effect on household consumption in Spain over the period 1974-2011, but the effect of financial wealth was stronger compared to housing wealth. Fereidouni and Tajaddini (2017) suggest that over the period 1978-2012, the magnitude and direction of the impact of both housing wealth components on consumption in the US economy are associated with changes in consumer confidence. The study concludes that consumer confidence positively affects the relationship between housing wealth and consumption expenditures and negatively affects the relationship between financial wealth and consumption expenditures. Bottazzi, Trucchi and Wakefield (2020), focusing on the effects of the 2008 financial crisis in Italy, found that losses in risky financial assets were the main determinants of the decline in household consumption and that these effects were stronger in low-worth or indebted households. Hu, Xu and Zhang (2020) found that in the period 2011-2015, the effect of financial wealth on consumption had a significant positive effect on the housing wealth of elderly households

in China. Kontana and Fountas (2022) observed that in the US, the effect of financial wealth shocks on consumption is larger than that on housing wealth in the short run, but this effect changes in favour of housing wealth in the long run. Each of these studies undoubtedly makes a significant contribution to a better understanding of the impact of different components of wealth on consumption. However, given the scope and level of analysis of these studies, the international dimension of the issue remains underexplored.

3. Theoretical Background of Consumer Behaviour

Consumption is recognised as both the main determinant of individual living standards and overall economic activity. Savings, on the other hand, refers to the portion of personal income that is not spent on consumption in a given period. Individual saving has traditionally been considered a socially beneficial and virtuous act because it is the source of the supply of capital, which is the main factor driving production for the economy as a whole. However, after the Great Depression of 1929, Keynes (1936) argued that the lack of aggregate demand caused by excessive saving could lead to lower levels of output and employment than the economy's real capacity. In this context, after the World War II, there was concern that high savings rates would exceed the need for capital and lead to economic stagnation.

Keynesian economics, which emphasises the consumption function as the determinant of aggregate demand, greatly influenced early studies of saving behaviour. The consumption function that Keynes formulated was based on what he called a "fundamental psychological law" and showed that an increase in income would lead to a positive change in consumption but smaller than an increase in income. Some empirical studies have challenged Keynes' view of simple consumption and saving behaviour by showing that despite a significant increase in per capita income in the late 1940s, the saving rate remained relatively stable and was more closely related to relative income. First, Kuznets (1946) found that the saving rate has not changed significantly since the mid-19th century, despite large increases in per capita income. This finding contradicts the traditional view that higher incomes lead to higher savings rates.

Brady and Friedman (1947) attempted to reconcile Kuznets' findings with data from household surveys that showed a strong relationship between saving and household income. This study showed that the saving rate was not determined by the absolute income level but rather by the income level relative to the aggregate average. These findings were an important inspiration for both Modigliani and Brumberg's (1954) LCH and Friedman's (1957) Permanent Income Hypothesis (PIH). The theoretical background of these ideas, which are highly influential in understanding the puzzle of consumption, is largely based on the theory of "Intertemporal Budget Constraint" proposed by Fisher (1930). Fisher's 1930 theory of "time preference" serves as the theoretical foundation for these concepts, which have been highly influential in understanding the consumption puzzle (Levacic & Rebmann, 2015).

3.1. The Life Cycle Hypothesis

The LCH model relies on simple assumptions to explain consumption behaviour. It assumes that individuals' lifetime resources are the sum of their initial wealth and income earned during their working years. In this case, consumers have the opportunity to allocate their lifetime resources to the rest of their lives as they wish. Consumers want to consume as smoothly as possible throughout

their lives, which is an important assumption. Equation 1 represents the consumption function of a typical consumer:

$$C = (1/T)W + (R/T)Y \quad (1)$$

where W and Y are the levels of wealth and income the individual wishes to achieve during his or her lifetime, T is the individual's remaining life, and R is the individual's expected future years of work. We expect the aggregate demand function to be nearly identical to the individual consumption function, assuming that equation 1 represents the consumption behaviour of all individuals in society. In this scenario, we can arrange the aggregate consumption function for an economy using Equation 2 (Modigliani, 1986):

$$C = \alpha W + \delta Y \quad (2)$$

where the parameters α and δ denote the marginal propensities to consume (MPC) arising from income and wealth, respectively.

4. Data Set and Estimation Method

All data used in this study were obtained from the OECD database. The dataset consists of the variables of expenditure, income, financial wealth, and housing wealth presented under the heading of household accounts. The data for all variables comprise a balanced and short panel data set with 8 years of observations for 28 OECD countries².

LCH estimates the parameters of the consumption function using the panel data regression model of equation 1. To remove the scale mismatch between variables and units and obtain a flexible interpretation of the predicted parameters, all variables were transformed logarithmically.

$$\log(C)_{it} = \beta_0 + \beta_1 \log(Y)_{it} + \beta_2 \log(W)_{it} + u_{it} \quad (3)$$

where C is consumption expenditure, Y is disposable income, and w is total wealth, which is the sum of housing and financial assets. We constructed three panel data regression models (Eqs. 4, 5, and 6) by decomposing the wealth variable in Eq. 3 to account for the value of housing and financial assets.

$$\log(C)_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 \log(\gamma)_{it} + \alpha_2 \log(FW)_{it} + \gamma_t + \mu_i + u_{it} \quad (4)$$

$$\log(C)_{it} = \beta_0 + \beta_1 \log(\gamma)_{it} + \beta_2 \log(HW)_{it} + \gamma_t + \mu_i + u_{it} \quad (5)$$

$$\log(C)_{it} = \theta_0 + \theta_1 \log(\gamma)_{it} + \theta_2 \log(FW)_{it} + \theta_3 + \log(HW)_{it} + \gamma_t + \mu_i + u_{it} \quad (6)$$

² Housing wealth data for Switzerland, Ireland and Türkiye are not available in the OECD database. Therefore, the regression model in equation 4, which includes only the financial wealth component in the consumption function, is analysed for all 28 countries. We limit the analysis of the other two models in equations 5 and 6, which include the housing wealth component, to 25 countries.

where FW and HW denote financial and housing wealth variables, respectively. γ and μ refer to unobservable time and unit effects, respectively.

5. Empirical Results and Discussion

In the context of panel data analysis, it is important to consider the existence of unobservable effects that vary or do not vary over time, specific to countries, and the relationship between these effects and explanatory variables to choose between appropriate estimation methods. Moulton and Randolph (1989) demonstrated the usefulness and effectiveness of the ANOVA F-test, especially when regression errors follow a normal distribution. By combining time series and cross-sectional data, Hausman and Taylor (1981) Likelihood Ratio (LR) test allows for the definition of these effects. The Lagrangian Multiplier (LM) test, proposed by Breusch and Pagan (1980), suggests that it is advantageous for limited data sets because it usually only requires least squares residuals and takes into account small sample characteristics. However, it is known that the LM test does not provide reliable results when there is autocorrelation in the model; in this case, the extended Lagrangian multiplier (ALM) test, which is resistant to autocorrelation, is recommended (Yerdelen Tatoğlu, 2013). On the other hand, Bottai (2003) proposed the Score test, which provides confidence intervals for the variance component of the random effect while considering its asymptotic properties.

Table 2: Testing for Unit and Time Effects

Test and Hypothesis	Regression 1		Regression 2		Regression 3	
	Statistics	p-value	Statistics	p-value	Statistics	p-value
ANOVA F-test						
$H_0: \mu_i=0$	101.42	0.000	108.99	0.000	99.88	0.000
$H_0: \lambda_i=0$	0.29	0.958	0.44	0.879	0.28	0.962
LM (χ^2)						
$H_0: \sigma^2_{\mu}=0$	584.07	0.000	662.25	0.000	583.27	0.000
ALM						
$H_0: \sigma^2_{\mu}=0$	390.24	0.000	444.63	0.000	389.82	0.000
$H_0: \sigma_{\mu}=0$	396.43	0.000	459.94	0.000	393.04	0.000
LR (χ^2)						
$H_0: \sigma_{\lambda}=0$	0.00	1.000	0.00	1.000	0.00	1.000
$H_0: \sigma_{\mu}=\sigma_{\lambda}=0$	407.45	0.000	474.13	0.000	400.86	0.000
Score (χ^2)						
$H_0: \sigma_{\mu}=0$	170000.00	0.000	190000.00	0.000	170000.00	0.000

In Table 2, we tested for the presence of both unit and time effects using the ANOVA F test, ALM, and LR test statistics. Only the LM and score tests were used to test for the presence of unit effects. The results show that only unit effects are significant in all three models, whereas time effects are not. Therefore, to choose between fixed- and random-effects models, it is necessary to examine the correlation between the explanatory variables in the model and the unobservable unit effects.

Table 3: Hausman Test Statistics

Model	Test Statistic	p-value
Regression 1	3.21	0.2012
Regression 2	2.17	0.3383
Regression 3	5.79	0.1225

Null Hypothesis: H0: Difference in coefficients is not systematic

In panel data analysis, Hausman (1978) introduced the Hausman test, which is a general specification test. The test statistics in Table 3 test the null hypothesis that there is no correlation between the unobservable unit effects and explanatory variables. This means that the difference between fixed and random effects is not significant, and the random effect method is more effective. The results demonstrate that it is impossible to reject the null hypothesis, indicating that the coefficients determined by the random-effects model are more accurate estimates.

Table 4: Testing deviations from assumption

Test Used	Regression 1		Regression 2		Regression 3	
	Statistics	p-value	Statistics	p-value	Statistics	p-value
Jarque-Bera Normality Test						
Normality of e_{it}	5.61	0.061	2.89	0.236	2.14	0.343
Normality of u_i	1.53	0.465	3.08	0.214	5.01	0.082
Levine, Brown, and Forsythe's heteroskedasticity test						
W0	3.64	0.000	3.30	0.000	3.51	0.000
W50	2.61	0.000	2.37	0.001	2.45	0.000
W10	3.64	0.000	3.30	0.000	3.51	0.000
Autocorrelation						
Bhargava et al. Durbin-Watson	0.88		0.85		0.87	
Baltagi-Wu LBI	1.33		1.34		1.33	
LM	668.01	0.000	588.76	0.000	5.52	0.019
ALM	5.76	0.016	5.49	0.019	589.60	0.000
Cross-sectional dependence						
Pesaran	10.68	0.000	7.81	0.000	8.80	0.000
Friedman	37.49	0.086	27.89	0.265	32.24	0.121
Frees	1.43		1.22		1.24	
Slope homogeneity						
Swamy S Test	15261.84	0.000	7240.83	0.000	9563.28	0.000

Table 4 examines the deviations from the basic assumption using different tests for the random-effects model. Alejo, Galvao, Montes-Rojas and Sosa-Escudero (2015) proposed the classical Jarque-Bera test and extended it to panel data to test the assumption of normality. The tests proposed by Levine, Brown, and Forsythe were used to test heteroscedasticity. W0 uses the test statistic calculated using one-way ANOVA for absolute deviations from the group mean; W50 uses the test statistic that uses the median instead of the mean in calculating absolute deviations; and W10 uses a 10% trimmed mean in calculating absolute deviations (Brown & Forsythe, 1974). To test for the presence of autocorrelation, the LM and ALM test statistics were used along with the Durbin-Watson and Baltagi-Wu tests proposed by Bhargava, Franzini and Narendranathan (1982). The tests proposed by Pesaran (2004), Friedman (1937), and Frees (1995) were used to test for

cross-sectional dependence. Finally, the S-test proposed by Swamy (1971) was used to test the homogeneity of the slope parameters.

The Jarque-Bera test statistics in Table 4 demonstrate that the error components, expressed as uit and μ_i , are normally distributed. All other relevant test results indicate that heteroskedasticity and autocorrelation exist in the random-effects model. The tests used to determine cross-sectional dependence yield conflicting results. While the results of the Pesaran test indicate that the model exhibits cross-sectional dependence, the Friedman and Frees test statistics indicate that there is no cross-sectional dependence. Finally, the Swamy S-test indicates that the slope parameters are heterogeneous.

We used the Pesaran CD test to test for the presence of individual cross-sectional dependence for all variables (Table 5). The results show that there is a cross-sectional dependence for all variables in all three models.

Table 5: Cross-Section Dependence on Pesaran CD

Variable	CD-test	p-value	corr	abs(corr)
Regression 1				
C	47.77	0.000	0.869	0.870
Y	46.89	0.000	0.853	0.871
FW	52.56	0.000	0.956	0.956
Regression 2				
C	42.43	0.000	0.866	0.868
Y	41.94	0.000	0.856	0.875
HW	33.91	0.000	0.692	0.750
Regression 3				
C	42.43	0.000	0.866	0.868
Y	41.94	0.000	0.856	0.875
FW	46.89	0.000	0.957	0.957
HW	33.91	0.000	0.692	0.750

Table 6 presents the results of Maximum Likelihood Estimation (MLE), Generalised Least Squares (GLS), and population averaged (PA) estimation results calculated using the random-effects model assuming that the slope parameters are homogeneous, and the results obtained using the augmented mean group (AMG) method considering the heterogeneity of the slope parameters. The results in Table 6 show that disposable income is the most important variable for consumption for all three models. The elasticity coefficients of income vary between 0.7 and 0.9.

The AMG test statistics calculated for regressions 1 and 2 show that the effect of both wealth components on consumption is significant, but the effect of housing wealth on consumption is significantly greater than that of financial wealth. The AMG test statistics calculated for regressions 1 and 2 show that the impact of both wealth components on consumption is significant, but the impact of housing wealth on consumption is significantly greater than that of financial wealth. However, the AMG test statistics calculated for Eq. (3) indicate that only the effect of the housing wealth component on consumption is significant. The column σ_w in Table 6 represents the coefficient estimates of the effects of common factors obtained using the AMG estimator. The results show that common factors have a significant impact on all three regression models. Finally, Table 7 presents

the individual AMG forecast results for each country. The results in Table 7 similarly reveal that income is the most dominant factor explaining changes in consumption in most countries. Coefficient estimates of financial and housing wealth variables confirm that these effects vary greatly by country. We assume that these individual differences naturally emerge from the internal dynamics of each country’s financial and housing markets.

Table 6: Random Effects and AMG Test Results

Dependent Variable	Explanatory Variables				Other Statistics						
	C	Y	FW	HW	σ_{μ}	σ_u	ρ	LR $\chi^2(2)$	R ²	Wald $\chi^2(3)$	σ_w
Regression 1											
MLE	0.8512***	0.0373***			0.069	0.018	0.935	666.43			
GLS	0.8512***	0.0373***			0.069	0.018	0.935		0.949	4109.63	
PA	0.8512***	0.0373***								4165.44	
AMG	0.7650***	0.0436*								690.39	0.8855***
Regression 2											
MLE	0.9527***			0.0101	0.068	0.018	0.934	594.74			
GLS	0.9542***			0.0089	0.066	0.018	0.93		0.945	3657.21	
PA	0.9527***			0.0101						3715.15	
AMG	0.7061***			0.1907***						327.04	0.9965***
Regression 3											
MLE	0.9069***	0.0222*	0.0024		0.068	0.018	0.935	598.52			
GLS	0.9075***	0.0221*	0.002		0.067	0.018	0.934		0.951	3714.23	
PA	0.9069***	0.0222*	0.0024							3791.08	
AMG	0.7067***	0.0057	0.2400***							373.13	0.9146***

Note: * p<0.05; ** p<0.01; *** p<0.001.

Table 7: AMG Test Results at the Country Level

Country	Regression 1			Regression 2			Regression 3			
	Y	FW	σ_w	Y	HW	σ_w	Y	FW	HW	σ_w
Austria	0.2060*	0.0970**	0.2943***	0.4076***	0.3253***	1.4476***	0.3528*	0.0553	0.3570*	1.4048***
Belgium	0.1018***	0.0587**	0.1679***	0.9727***	0.0046	0.8015***	0.7589***	0.1508**	0.0252	1.0597***
Canada	0.3070**	0.118	0.4063***	0.6048***	0.1191	1.1309***	0.5982	0.05	0.0935	1.1588***
Switzerland	0.0906***	0.0364***	0.2335**							
Czechia	0.0880***	0.0496	0.2778***	0.6951***	0.1554	1.0968***	0.6678***	-0.0042	0.2272	1.0830***
Germany	0.3630**	0.1797	0.6429***	0.4305	0.2455	2.0527***	0.5275**	-0.2690**	0.6099***	1.5655***
Denmark	0.2091***	0.0398	0.3484	0.8675***	-0.0634	0.4851	0.8748***	-0.0918	0.1641	0.4591
Spain	0.0937***	0.0211*	0.4699	1.2796***	-0.1734	-0.2924	1.0412***	0.0323	-0.0585	0.1085
Estonia	0.0298***	0.0095***	0.1925	0.4195***	0.6907***	1.7455***	0.7074***	0.1562***	-0.2312	-0.3158
Finland	0.2019***	0.0601	0.7856	1.2019***	-0.1038	0.9389*	1.3179***	0.0609	-0.2083	1.2329
France	0.3500***	0.122	0.3523	0.8424***	-0.0534	0.7885***	1.0894**	-0.1062	-0.001	0.5357
UK	0.4237*	0.1922	0.9667	0.9747***	0.2437	0.959	0.8655*	0.0747	0.2221	0.6959
Greece	0.0632***	0.0111**	0.4496***	0.7907***	0.3715**	2.0329***	0.7162***	0.0363***	0.1788	1.6522***
Hungary	0.2812***	0.0818**	0.6030*	1.0457	-0.0885	0.056	0.9271**	-0.2280***	1.1004**	0.7116
Ireland	0.1538***	0.0279	0.7129							
Italy	0.0911***	0.0290*	0.3436	1.2140***	-0.1464	0.4901	1.1793***	-0.0198	-0.0365	0.5614
Lithuania	0.9517	0.4764	1.0843	-0.0229	1.0029***	2.0580***	-0.4476	0.1759	1.1158***	1.9273**
Luxembourg	0.1842*	0.0847	0.8982	0.0117	0.3758	1.6357	0.1855	0.0635	0.2283	1.4472
Latvia	0.6962	0.2496	1.6683*	0.6307***	0.3422***	-0.9476	0.5562	0.0221	0.3323***	-0.8562
Netherlands	0.2698***	0.0500*	0.5906	0.5831*	0.1574	0.5599	1.0133***	-0.0834	0.2054	0.6647
Norway	0.278	0.1349	0.8891	0.3079	0.2428	0.4196	0.4073	0.1709	-0.0189	1.2869
Poland	0.4128**	0.169	0.6937**	0.8939***	-0.035	1.8189***	1.4323**	-0.3833	0.3282	1.3511
Portugal	0.2353***	0.1002	0.6693	0.8262***	0.176	0.9393*	0.4631	0.1394	0.2813*	0.8135
Slovakia	0.4713	0.1547	0.7769	0.8394***	0.6907**	2.2429***	0.5490**	0.1586**	0.6269***	2.0004***
Slovenia	0.0998***	0.0424	0.3123***	0.7595***	-0.0092	1.0609***	0.8184***	-0.0529	0.1773	0.8372**
Sweden	0.1288***	0.0302**	0.4327**	0.4105***	0.0962**	0.9317**	0.3778***	0.0598	0.0398	1.0138**
Türkiye	0.0584***	0.0439***	0.5696*							
US	0.1331***	0.0528*	0.3512	0.6650***	0.1998***	0.4599***	0.6893***	-0.0257	0.2405***	0.4658***

Note: * p<0.05; ** p<0.01; *** p<0.001.

6. Conclusion

This study examines the impact of household wealth components on consumption by considering the value of financial and housing assets in OECD countries over the period 2010-2017. In this context, three types of panel regression models, each with different degrees of freedom, were estimated based on the consumption function described in the LCH framework. The basic specification tests used for the panel data models demonstrate that the random-effects model, where there are one-way unit effects for all three models, can provide more efficient predictions. Finally, the variability in slope parameters indicates that the AMG method is the most suitable approach for estimating the models.

The AMG statistics calculated for the variables in Eq. (1) show that the effect of the financial wealth variable on consumption is much smaller than that of disposable income, but these effects may still be significant. The AMG statistics for regressions 2 and 3 clearly show that the housing wealth variable is the most dominant parameter affecting consumption after disposable income. Finally, according to the AMG results, the effect of unobservable common factors on consumption was statistically significant at the full panel level or at different countries' levels.

The results show that panel data analysis is a useful estimation method for extending the consumption function described in the context of LCH internationally. However, we think that more research and discussion is needed on which forecasting procedures can produce more reliable results. This paper estimates the MPC from housing wealth across the OECD for the period 2010-2017 to be 0.19 to 0.024. The MPC from financial wealth is approximately 0.04 according to the results of regression 1. These coefficient values are closer to the empirical findings of Fereidouni and Tajaddini (2017) and Tse et al. (2007). However, in this study, it can be seen that the numerical values and significance levels of the coefficients estimated using homogeneous and heterogeneous models differ significantly. Based on these findings, we believe that the results calculated using the AMG estimator, which also accounts for heterogeneity in the consumption model, will make an important econometric contribution to the empirical literature on this subject.

Hakem Değerlendirmesi: Dış bağımsız.

Yazar Katkıları: Çalışma Konsepti/Tasarım- A.H.Y., A.İ.; Veri Toplama-A.H.Y. ; Veri Analizi/Yorumlama- A.H.Y.; Yazı Taslağı- A.H.Y.; İçeriğin Eleştirel İncelemesi- A.H.Y., A.İ. ; Son Onay ve Sorumluluk- A.H.Y., A.İ.

Çıkar Çatışması: Yazarlar çıkar çatışması beyan etmemişlerdir.

Finansal Destek: Yazarlar finansal destek beyan etmemişlerdir.

Peer Review: Externally peer-reviewed.

Author Contributions: Conception/Design of Study- A.H.Y., A.İ.; Data Acquisition- A.H.Y.; Data Analysis/Interpretation- A.H.Y. ; Drafting Manuscript- A.H.Y.; Critical Revision of Manuscript- A.H.Y., A.İ.; Final Approval and Accountability- A.H.Y., A.İ.

Conflict of Interest: Authors declared no conflict of interest.

Financial Disclosure: Authors declared no financial support.

ORCID:

Ahmet Hamdi Yanik 0000-0002-6730-344X

Ahmet İncekara 0000-0003-0224-2006

KAYNAKLAR / REFERENCES

- Alejo, J., Galvao, A., Montes-Rojas, G., & Sosa-Escudero, W. (2015). Tests for Normality in Linear Panel-data Models. *The Stata Journal*, 15(3), 822–832. <https://doi.org/10.1177/1536867X1501500314>
- Ando, A., & Modigliani, F. (1963). The “Life Cycle” Hypothesis of Saving: Aggregate Implications and Tests. *The American Economic Review*, 53(1), 55–84.
- Barrell, R., Costantini, M., & Meco, I. (2015). Housing wealth, financial wealth, and consumption: New evidence for Italy and the UK. *International Review of Financial Analysis*, 42, 316–323. <https://doi.org/10.1016/j.irfa.2015.08.007>
- Benjamin, J. D., Chinloy, P., & Jud, G. D. (2004). Real Estate Versus Financial Wealth in Consumption. *Journal of Real Estate Finance & Economics*, 29(3), 341–354. <https://doi.org/10.1023/B:REAL.0000036677.42950.98>
- Berg, L., & Bergström, R. (1995). Housing and Financial Wealth, Financial Deregulation and Consumption: The Swedish Case. *The Scandinavian Journal of Economics*, 97(3), 421–439. <https://doi.org/10.2307/3440872>
- Bhargava, A., Franzini, L., & Narendranathan, W. (1982). Serial correlation and the fixed effects model. *The Review of Economic Studies*, 49(4), 533–549.
- Bostic, R., Gabriel, S., & Painter, G. (2009). Housing wealth, financial wealth, and consumption: New evidence from micro data. *Regional Science and Urban Economics*, 39(1), 79–89. <https://doi.org/10.1016/j.regsciurbeco.2008.06.002>
- Bottai, M. (2003). Confidence regions when the Fisher information is zero. *Biometrika*, 90(1), 73–84. <https://doi.org/10.1093/biomet/90.1.73>
- Bottazzi, R., Trucchi, S., & Wakefield, M. (2020). Consumption Responses to a Large Shock to Financial Wealth: Evidence from Italy. *The Scandinavian Journal of Economics*, 122(2), 762–789. <https://doi.org/10.1111/sjoe.12339>
- Brady, D. S., & Friedman, R. D. (1947). Savings and the income distribution. In *Studies in income and wealth* (pp. 247–265). NBER.
- Breusch, T. S., & Pagan, A. R. (1980). The Lagrange Multiplier Test and its Applications to Model Specification in Econometrics. *The Review of Economic Studies*, 47(1), 239–253. <https://doi.org/10.2307/2297111>
- Brown, M. B., & Forsythe, A. B. (1974). Robust Tests for the Equality of Variances. *Journal of the American Statistical Association*, 69(346), 364–367. <https://doi.org/10.2307/2285659>
- Chen, J., Guo, F., & Zhu, A. (2009). Housing wealth, financial wealth and consumption in China. *China and World Economy*, 17(3), 57–74. <https://doi.org/10.1111/j.1749-124X.2009.01150.x>
- Cox, D., & Jappelli, T. (1993). The Effect of Borrowing Constraints on Consumer Liabilities. *Journal of Money, Credit and Banking*, 25(2), 197–213. <https://doi.org/10.2307/2077836>
- Fereidouni, H. G., & Tajaddini, R. (2017). Housing Wealth, Financial Wealth and Consumption Expenditure: The Role of Consumer Confidence. *JOURNAL OF REAL ESTATE FINANCE AND ECONOMICS*, 54(2), 216–236. <https://doi.org/10.1007/s11146-015-9537-9>
- Fisher, I. (1930). *The Theory of Interest* (First Edition). MacMillan. <http://gen.lib.rus.ec/book/index.php?md5=45034afb1324936b8992579d08240ee>
- Frees, E. W. (1995). Assessing cross-sectional correlation in panel data. *Journal of Econometrics*, 69(2), 393–414.
- Friedman, M. (1937). The use of ranks to avoid the assumption of normality implicit in the analysis of variance. *Journal of the American Statistical Association*, 32(200), 675–701.
- Friedman, M. (1957). The permanent income hypothesis. In *A theory of the consumption function* (pp. 20–37). Princeton

University Press.

- Hall, R. E. (1978). Stochastic implications of the life cycle-permanent income hypothesis: Theory and evidence. *Journal of Political Economy*, 86(6), 971–987.
- Hausman, J. A. (1978). Specification tests in econometrics. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 1251–1271.
- Hausman, J. A., & Taylor, W. E. (1981). Panel Data and Unobservable Individual Effects. *Econometrica*, 49(6), 1377–1398. <https://doi.org/10.2307/1911406>
- Hu, H., Xu, J., & Zhang, X. (2020). The role of housing wealth, financial wealth, and social welfare in elderly households' consumption behaviors in China. *Cities*, 96, 102437. <https://doi.org/10.1016/j.cities.2019.102437>
- Keynes, J. M., 1883-1946. (1936). *The general theory of employment, interest, and money: Interest and money*. Harcourt, Brace and Co.
- Kontana, D., & Fountas, S. (2022). Consumption, personal income, financial wealth, housing wealth, and long-term interest rates: A panel cointegration approach for 50 US states. *Studies in Nonlinear Dynamics & Econometrics*, 26(3), 417–435. <https://doi.org/10.1515/snde-2020-0057>
- Kuznets, S. (1946). *National income*. National Bureau of Economic Research New York.
- Levacic, R., & Rebmann, A. (2015). *Macroeconomics: An Introduction to Keynesian-Neoclassical Controversies* (2nd ed, 1–1 online resource (463 pages)). Macmillan Education, Limited. <https://public.ebookcentral.proquest.com/choice/publicfullrecord.aspx?p=5648708>
- Manuel, L. N., & Rafael, F. de F. (2015). Residential versus financial wealth effects on consumption from a shock in interest rates. *Economic Modelling*, 49(C), 81–90.
- Modigliani, F. (1971). Monetary policy and consumption. *Consumer Spending and Monetary Policy: The Linkages*, 9–84.
- Modigliani, F. (1986). Life Cycle, Individual Thrift, and the Wealth of Nations. *The American Economic Review*, 76(3), 297–313.
- Modigliani, F., & Brumberg, R. (1954). Utility analysis and the consumption function: An interpretation of cross-section data. *Post-Keynesian Economics*, 1(338–436).
- Moulton, B. R., & Randolph, W. C. (1989). Alternative Tests of the Error Components Model. *Econometrica*, 57(3), 685–693. <https://doi.org/10.2307/1911059>
- Navarro, M. L., & de Frutos, R. F. (2015). Residential versus financial wealth effects on consumption from a shock in interest rates. *Economic Modelling*, 49, 81–90. <https://doi.org/10.1016/j.econmod.2015.03.016>
- Pesaran, M. H. (2004). General diagnostic tests for cross section dependence in panels. Cambridge Working Papers. *Economics*, 1240(1), 1.
- Singh, B., Drost, H., & Kumar, R. C. (1978). An Empirical Evaluation of the Relative, the Permanent Income, and the Life-Cycle Hypotheses. *Economic Development and Cultural Change*, 26(2), 281–305.
- Swamy, P. A. V. B. (1971). *Statistical inference in random coefficient regression models*. Springer-Verlag.
- Tse, R. Y. C., Man, K. F., & Choy, L. (2007). The Impact of Housing and Financial Wealth on Household Consumption: Evidence from Hong Kong. *Journal of Real Estate Literature*, 15(3), 429–440.
- Yerdelen Tatoğlu, F. (2013). *Panel veri ekonometrisi: Stata uygulamalı* (4. Baskı). Beta Yayınları.

Atf biçimi / How cite this article

Yanık, A.H., İncekara, A. (2024). Relationship between household consumption and disaggregated wealth components in OECD countries: panel data analysis for the period 2010-2017. *İktisat Politikası Araştırmaları Dergisi - Journal of Economic Policy Researches*, 11(2), 370-382. <https://doi.org/10.26650/JEPR1512206>

TANIM

İktisat Politikası Arařtırmaları Dergisi-Journal of Economic Policy Researches, İstanbul Üniversitesi Ekonomi Politikaları Uygulama ve Arařtırma Merkezi'nin yayınıdır. Açık erişimli, hakemli, uluslararası bilimsel bir dergi olarak yılda iki kere Ocak ve Temmuz aylarında yayınlanır. Dergiye yayınlanması için gönderilen bilimsel makaleler Türkçe ya da İngilizce olmalıdır.

AMAÇ KAPSAM

İktisat Politikası Arařtırmaları Dergisi-Journal of Economic Policy Researches, ulusal ve küresel düzeyde etkili olan iktisat politikaları üzerine yapılan kaliteli arařtırma makaleleri yayınlamayı amaçlayan uluslararası hakemli bir dergidir. İktisat teorisi ve uygulamaları için uluslararası bir tartışma forumu niteliğindedir. Dergi, iktisat arařtırmaları üzerinde uzun dönemli etkileri olacak seçkin ve güncel konularda referans niteliği taşıyan makaleler yayınlamayı hedeflemektedir. İktisat Politikası Arařtırmaları Dergisi – Journal of Economic Policy Researches, politik iktisat, para teorisi ve politikası, maliye politikaları, finansal iktisat, kalkınma ekonomisi, çalışma ekonomisi, mikro ve makro teori, ulařtırma ekonomisi, uluslararası ticaret ve finans gibi birçok alanda analitik, yorumlayıcı ve ampirik çalışmalarını kapsar.

EDİTORYAL POLİTİKALAR VE HAKEM SÜRECİ

Yayın Politikası

Dergi yayın etiğinde en yüksek standartlara baėlıdır 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 içeriğı 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 deėiştirilemez.

İntihal, duplikasyon, sahte yazarlık/inkar edilen yazarlık, arařtırma/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 baėlı 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 uyumluluėu 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 gördüėü takdirde yazıda istenen deėişiklikler yazarlar tarafından yapıldıktan sonra yayınlanmasına onay verir.

Genel İlkeler

Daha önce yayınlanmamış ya da yayınlanmak üzere başka bir dergide halen değerlendirmede olmayan ve her bir yazar tarafından onaylanan makaleler değerlendirilmek üzere kabul edilir.

Ön değerlendirmeyi geçen yazılar iThenticate intihal tarama programından geçirilir. İntihal incelemesinden sonra, uygun makaleler Editör tarafından orijinaliteli, metodolojileri, makalede ele alınan konunun önemi ve derginin kapsamına uygunluğu açısından değerlendirilir.

Bilimsel toplantılarda sunulan özet bildirimler, makalede belirtilmesi koşulu ile kaynak olarak kabul edilir. Editör, gönderilen 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.

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. Yayına kabul edilmeyen makale, resim ve fotoğraflar yazarlara geri gönderilmez.

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. Telif hakkı 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 Formunda 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.

Hakem Süreci

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 plagiarizm için taranır. Plagiarizm kontrolünden sonra, uygun olan makaleler baş editör tarafından orijinalite, metodoloji, işlenen konunun önemi ve dergi kapsamı ile uyumluluğu açısından değerlendirilir. 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.

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.

Hakemlerin değerlendirmeleri objektif olmalıdır. Hakem süreci sırasında hakemlerin aşağıdaki hususları dikkate alarak değerlendirmelerini yapmaları beklenir.

INSTRUCTIONS TO AUTHORS / YAZARLARA BİLGİ

- 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 raporlamalıdır. 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.

AÇIK ERİŞİM İLKESİ

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) (<https://creativecommons.org/licenses/by-nc/4.0/deed.tr>) olarak lisanslıdır.

ETİK

Yayın Etiği İlke ve Standartları

İktisat Politikası Araştırmaları Dergisi-Journal of Economic Policy Researches, 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. Yazar makalenin orijinal olduğu, daha önce başka bir yerde yayınlanmadığı ve başka bir yerde, başka bir dilde yayınlanmak üzere değerlendirmede olmadığını beyan etmelidir. Uygulamadaki telif kanunları ve anlaşmaları gözetilmelidir. Telif hakkı 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. 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

İstanbul İktisat Dergisi 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.

INSTRUCTIONS TO AUTHORS / YAZARLARA BİLGİ

- 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.
- İnsan denekler ile yapılan 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 kurumdaki etik kurul onayı alındığı belirtilmesi gerekir.

DİL

Derginin yayın dili Türkçe ve Amerikan İngilizcesi'dir.

YAZILARIN HAZIRLANMASI VE YAZIM KURALLARI

Aksi belirtilmedikçe gönderilen yazılarla ilgili tüm yazışmalar ilk yazarla yapılacaktır. Makale gönderimi online olarak ve <http://jepr.istanbul.edu.tr> adresinden erişilen <http://dergipark.gov.tr/login> üzerinden yapılmalıdır. Gönderilen yazılar, makale türünü belirten ve makaleyle ilgili detayları içeren (bkz: Son Kontrol Listesi) kapak sayfası ve sunuş yazısı ile gönderilmelidir. Makaleler, Microsoft Word 2003 ve üzerindeki versiyonları ile yazılmalıdır. Ayrıca 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, Türkçe font kullanılarak ve 1,5 satır aralık ölçüsü ile hazırlanmalıdır.
2. Gönderilen makalelerin şekil, grafik ve tabloları derginin belirttiği formata uygun olması gereklidir. Dipnotlar, grafikler ve tablolar olabildiğince atıf yapılan sayfada veya hemen devamında yer almalıdır. Grafik ve tabloların altındaki notlar bu materyalleri ana metne bakmaksızın anlaşılabilir hale getirme amacını taşımamalıdır. Metne konan tablolar yazılım programı çıktısı olarak konmamalı, sonuçları yazar/lar kendileri tablo haline getirmelidir, tablolar mümkün olduğunca A4 kağıt boyutuna uygun düzenlenmiş olmalıdır. Grafiklerin bilgisayar yazılım programı çıktısı olmamaları, çizim veya çizim resim halinde ve A4 kağıt boyutunu aşmayacak şekilde düzenlenmiş olmaları gerekmektedir.
3. Giriş bölümünden önce 200-250 kelimelik Türkçe ve İngilizce öz ile 600-800 kelimelik İngilizce genişletilmiş özet yer almalıdır. Özetlerde; amaç, yöntem, bulgular ve sonuç bilgilerinin yer almasına özen gösterilmelidir. İngilizce ve Türkçe özetlerin altında çalışmanın içeriğini temsil eden, 5 adet Türkçe, 5 adet İngilizce anahtar kelime yer almalıdır. Özetlerde kısaltma kullanılmamalıdır.
4. Gönderilen makalelerde mutlaka, iki rakamlı düzeyde (örneğin; Q11) üç adet JEL (Journal of Economic Literature) sınıflaması yapılmalıdır. Makalenin konu başlığına göre seçilmesi gereken jel sınıflamaları için http://www.aeaweb.org/journal/jel_class_system.html adresinden yararlanılabilir.
5. Çalışmaların başlıca şu unsurları içermesi gerekmektedir: Türkçe başlık, öz ve anahtar kelimeler; İngilizce başlık öz ve anahtar kelimeler; İngilizce genişletilmiş özet, ana metin bölümleri, son notlar ve kaynaklar.
6. Araştırma makalesi bölümleri şu şekilde sıralanmalıdır: “Giriş”, “Amaç ve Yöntem”, “Bulgular” “Tartışma ve Sonuç”, “Son Notlar”, “Kaynaklar”, “Tablolar ve Şekiller”. Derleme ve yorum yazıları için ise, çalışmanın öneminin

- belirtildiği, sorunsal ve amacın somutlaştırıldığı “Giriş” bölümünün ardından diğer bölümler gelmeli ve çalışma “Tartışma ve Sonuç”, “Son Notlar”, “Kaynaklar” ve “Tablolar ve Şekiller” şeklinde bitirilmelidir.
7. “Online Makale Sistemine” Türkçe ve İngilizce öz, makale metni ve kaynakça bilgilerinin yer aldığı tek bir Word dosyasının yüklenmesi gerekmektedir. Yazar/ların özgeçmişlerini içeren dosya, ve yazar/ların detaylı iletişim bilgilerini içeren sunum yazısı ile makale kapak sayfası ek dosya olarak yüklenmelidir.
 8. Kapak sayfasında, makalenin başlığı, yazar veya yazarların bağlı oldukları kurum ve unvanları, kendilerine ulaşılacak adresler, cep, iş ve faks numaraları, ORCID ve e-posta adresleri yer almalıdır (bkz. Son Kontrol Listesi).
 9. Makalelerde dile getirilen düşüncelerden yazarları sorumludur.
 10. Makalelerde Türk Dil Kurumu’nun (TDK yazım kılavuzu ve yazım kuralları örnek alınmalıdır. Detaylı bilgi için TDK’nın web sayfasına bakınız: www.tdk.gov.tr. Yabancı sözcükler yerine olabildiğince Türkçe sözlükler kullanılmalıdır. Türkçe’de alışılmamış sözcükler kullanılırken ilk geçtiği yerde yabancı dildeki karşılığı parantez içinde verilebilir.
 11. İngilizce dilinde gönderilen makalelerin ve Türkçe gönderilen makalelerin İngilizce yazılmış bölümlerinin, gönderim öncesinde yetkin bir dil kontrolünden geçirilmiş olması gerekmektedir. İçerikten bağımsız olarak, dil yönüyle yetersiz olan makaleler iade/ret edilmektedir. Yazarların bu hususa azami dikkat göstermeleri önemlidir.
 12. Makale sunum ve değerlendirme süreçlerine ilişkin tüm iletişim e-mail sistemi ile gerçekleştirilir. Telefonla bilgi verilmez.
 13. Kaynaklara atıf ve referans formatı ilgili ayrıntılı bilgi Kaynaklar başlığı altında yer almaktadır.

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. 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 iletişimlere” 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

İktisat Politikası Araştırmaları Dergisi-Journal of Economic Policy Researches, metin içi alıntılama ve kaynak gösterme için APA (American Psychological Association) kaynak sitilinin 6. edisyonunu benimser. APA 6. Edisyon hakkında bilgi için:

- American Psychological Association. (2010). Publication manual of the American Psychological Association (6th 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, Ciambune 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 Savaşer, 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 atf 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 Yayımlanmış 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: 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 Yayımlanan 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 Yayımlanan 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 Koepf: 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

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
 - Yazar(lar)ın özgeçmiş bilgisi
 - 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 telifle bağlı materyal (yazı-resim-tablo) kullanılmış ise izin belgesi
- Kapak sayfası
 - Makalenin türü
 - Türkçe ve İngilizce başlık
 - 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

INSTRUCTIONS TO AUTHORS / YAZARLARA BİLGİ

- Makale ana metni
 - Türkçe ve İngilizce başlık
 - Özetler 200-250 kelime Türkçe ve 200-250 kelime İngilizce
 - Anahtar Kelimeler: 5 adet Türkçe ve 5 adet İngilizce
 - Jel Kodlar: 3 adet
 - Makale Türkçe ise, 600-800 kelime İngilizce genişletilmiş özet (Extended Abstract)
 - Makale ana metin bölümleri
 - Finansal destek (varsa belirtiniz)
 - Çıkar çatışması (varsa belirtiniz)
 - Teşekkür (varsa belirtiniz)
 - Kaynaklar
 - Tablolar-Resimler, Şekiller (başlık, tanım ve alt yazılarıyla)

İLETİŞİM İÇİN:

E-mail: jepr@istanbul.edu.tr

Tel : +90 212 440 00 00 / 11629

Web Sitesi : <http://jepr.istanbul.edu.tr>

Adres : İstanbul Üniversitesi

Ekonomi Politikaları

Uygulama ve Araştırma Merkezi,

İktisat Fakültesi İktisat Politikası

Anabilim Dalı, 34119,

Beyazıt, Fatih, İstanbul - Türkiye

DESCRIPTION

Journal of Economic Policy Researches - İktisat Politikası Arařtırmaları Dergisi is the publication of Istanbul University Center for Practice and Research in Economic Policy. It is an open access, peer-reviewed, international, scholarly journal published biannually in January and July. The manuscripts submitted for publication in the journal must be scientific and original work in Turkish or English.

AIM AND SCOPE

Journal of Economic Policy Researches - İktisat Politikası Arařtırmaları Dergisi aims to publish articles of high quality dealing with issues in economic policy which impact on national and global economies. The journal provides an international forum for economic theory and practice and aims to publish highly selective, widely cited articles of current relevance that will have a long-term impact on economics research.

Journal of Economic Policy Researches - İktisat Politikası Arařtırmaları Dergisi covers analytical, interpretive, and empirical studies in a number of areas—including political economy, monetary theory and policy, fiscal policy, labor economics, development, micro- and macroeconomic theory, international trade and finance, financial economics, transport economics and social economics.

EDITORIAL POLICIES AND PEER REVIEW PROCESS

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.

General Principles

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.

Short presentations that took place in scientific meetings can be referred if indicated in the article. The editor 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. Changing the name of an author (omission, addition or order) in papers submitted to the Journal requires written permission of all declared authors. Refused manuscripts and graphics are not returned to the author.

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-in-Chief to provide retractions or corrections of mistakes.

Peer Review Process

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. 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.

INSTRUCTIONS TO AUTHORS / YAZARLARA BİLGİ

- 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.

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.

ETHICS

Standards and Principles of Publication Ethics

Journal of Economic Policy Researches - İktisat Politikası Araştırmaları Dergisi 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 submissions must be original, unpublished (including as full text in conference proceedings), and not under the review of any other publication synchronously. 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.

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.

Research Ethics

Journal of Economic Policy Researches - İktisat Politikası Araştırmaları Dergisi 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.

INSTRUCTIONS TO AUTHORS / YAZARLARA BİLGİ

- 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.

LANGUAGE

The language of the journal is both Turkish and American English.

MANUSCRIPT ORGANIZATION AND FORMAT

All correspondence will be sent to the first-named author unless otherwise specified. Manuscript is to be submitted online via <http://dergipark.gov.tr/login> that can be accessed at <http://jepr.istanbul.edu.tr> It must be accompanied by a title page specifying the article category (i.e. research article, review etc.) and including information about the manuscript (see the Submission Checklist), a cover letter. Manuscripts should be prepared in Microsoft Word 2007 and upper versions. In addition, a 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 format.
2. Footnotes, figures and tables should be placed as much as possible within the page in which they are referred or within the following page. The notes below the figures or tables should be aimed to make these materials understandable without returning to the main text. Tables and Graphics should not be computer output and must fit to A4 paper size.
3. Before the introduction part, there should be an abstract of 200-250 words both in English and Turkish. Extended abstract is not required for articles in English. The abstracts should concisely present the aim or the purpose of the study, the methodology, the results, and the conclusion remarks. The abstracts must not contain abbreviations or acronyms. Underneath the abstracts, 5 keywords that inform the reader about the content of the study should be specified in Turkish and in English.
4. Submitted manuscripts must involve three JEL codes (Journal of Economic Literature) at two digit level (i.e., Q11). For the JEL codes which should be chosen according to the subject of the manuscript, the JEL list given in the web address of http://www.aeaweb.org/journal/jel_class_system.html can be used.
5. The manuscripts should contain mainly these components: title in English and Turkish, abstract in English and Turkish and keywords in English and Turkish; extended abstract (if the article is in Turkish), sections, footnotes and references.

6. Research article sections are ordered as follows: “Introduction”, “Aim and Methodology” “Findings”, “Discussion and Conclusion”, “Endnotes” and “References”. For review and commentary articles, the article should start with the “Introduction” section where the purpose and the method is mentioned, go on with the other sections; and it should be finished with “Discussion and Conclusion” section followed by “Endnotes”, “References” and “Tables and Figures”.
7. Submitted manuscript should contain Turkish and English title of the manuscript, Turkish and English abstracts, Turkish and English keywords, JEL Classification, the main body of the manuscript and references. All should be submitted in one 2007 word document.
8. 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 authors’ information (affiliation, title, e-mail address, postal address, phone, fax number and ORCID). See The Submission Checklist.
9. The responsibility of the articles published in the Journal of Economic Policy Researches belongs to the author.
10. In the manuscripts in Turkish, the orthography and writing rules of Turkish Language Association (TDK) should be followed. For detailed information, please go to the web site of TDK: www.tdk.gov.tr. Instead of foreign words, usage of Turkish words should be preferred. In case of using new or unfamiliar Turkish words, the English equivalent can be provided in parenthesis in the first occurrence.
11. All manuscripts submitted in English language, and all English parts of the Turkish manuscripts should be edited professionally before submission. Apart from its content, some of the manuscripts which are poor in language usage are returned/ rejected.
12. Communication regarding manuscript submission and evaluation procedure is done via e-mail.
13. For information regarding citations and reference format, please see References section.

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. Accuracy of citation is the author’s responsibility. All references should be cited in text. Reference list must be in alphabetical order.

Reference Style and Format

Journal of Economic Policy Researches - İktisat Politikası Araştırmaları Dergisi complies with APA (American Psychological Association) style 6th Edition for referencing and quoting. For more information:

- American Psychological Association. (2010). Publication manual of the American Psychological Association (6th ed.). Washington, DC: APA.
- <http://www.apastyle.org>

Accuracy of citation is the author’s responsibility. All references should be cited in text. Reference list must be in alphabetical order. Type references in the style shown below.

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;

(Sayıner & 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* (8th 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* (6th 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., Reisingl, 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/NEJMoa1501184>

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 politicals, 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

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 Koepp: 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* (2nd 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
 - CV(s) of the author(s)
 - 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

INSTRUCTIONS TO AUTHORS / YAZARLARA BİLGİ

- 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
 - ORCIDs of all authors.
- Main Manuscript Document
 - The title of the manuscript
 - Abstract: 200-250 words
 - Key words: 5 words
 - JEL code: 3 JEL codes
 - Extended Summary (600-800 words) in English for the articles which are not in English
 - Main article sections
 - Grant support (if exists)
 - Conflict of interest (if exists)
 - Acknowledgement (if exists)
 - References
 - All tables, illustrations (figures) (including title, description, footnotes)

CONTACT INFO:

E-mail : jepr@istanbul.edu.tr

Phone : +90 212 440 00 00 / 11629

Website : <http://jepr.istanbul.edu.tr>

Address : Istanbul University Center for Practice and
Research in Economic Policy,
Faculty of Economics,
Department of Economic Policy,
34119, Beyazit, Fatih, Istanbul - Turkey

COPYRIGHT AGREEMENT FORM / TELİF HAKKI ANLAŞMASI FORMU



İstanbul University
İstanbul Üniversitesi

Dergi Adı: İktisat Politikası Araştırmaları Dergisi
Journal name: Journal of Economic Policy Researches

Copyright Agreement Form
Telif Hakkı Anlaşması Formu

Sorumlu Yazar <i>Responsible/Corresponding Author</i>				
Makalenin Başlığı <i>Title of Manuscript</i>				
Kabul Tarihi <i>Acceptance Date</i>				
Yazarların Listesi <i>List of Authors</i>				
Sıra No	Adı-Soyadı <i>Name - Surname</i>	E-Posta <i>E-Mail</i>	İmza <i>Signature</i>	Tarih <i>Date</i>
1				
2				
3				
4				
5				
Makalenin türü (Araştırma makalesi, Derleme, v.b.) <i>Manuscript Type (Research Article, Review, etc.)</i>				

Sorumlu Yazar:
Responsible/Corresponding Author:

Çalıştığı kurum	<i>University/company/institution</i>	
Posta adresi	<i>Address</i>	
E-posta	<i>E-mail</i>	
Telefon no; GSM no	<i>Phone; mobile phone</i>	

The author(s) agrees that:

Sunulan makalenin yazar(lar)ın orijinal çalışması olduğunu ve intihal yapmadıklarını,
Tüm yazarların bu çalışmaya aslı 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 işvereninin telif dâhil patent hakları, fikri mülkiyet hakları saklıdır.
Ben/Biz, telif hakkı ihlali nedeniyle üçüncü şahıslara 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.

Yazar(lar) aşağıdaki hususları kabul eder

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.

Sorumlu Yazar; <i>Responsible/Corresponding Author</i>	İmza / Signature	Tarih / Date
	/...../.....