

SİVİL HAVACILIK SEKTÖRÜNDEKİ GELİŞMELERİN TÜRKİYE’NİN İHRACATINA ETKİSİNİN EKONOMETRİK ANALİZİ: THY AFRİKA AÇILIMI ÖRNEĞİ ¹



Kafkas Üniversitesi
İktisadi ve İdari Bilimler
Fakültesi
KAÜİBFD
Cilt, 12, Sayı 23, 2021
ISSN: 1309 – 4289
E – ISSN: 2149-9136

Makale Gönderim Tarihi: 26.05.2021 Yayıma Kabul Tarihi: 24.06.2021

Temel GÜRDAL
Prof. Dr.
Sakarya Üniversitesi
Siyasal Bilimler Fakültesi
Sakarya/Türkiye
tgurdal@sakarya.edu.tr
ORCID ID: 0000-0001-6304-9766

Deniz VAR
Doktora Öğrencisi
Sakarya Üniversitesi
Sosyal Bilimler Enstitüsü
Sakarya/Türkiye
denizvar34@gmail.com
ORCID ID: 0000-0002-5560-1319

ÖZ Bu çalışmanın amacı, 51 Afrika ülke verisinin kullanılarak 2011-2020 dönemi için sivil havacılığın gelişiminin Türkiye'nin ihracatına etkisinin, THY'nin Afrika açılımı kapsamında araştırmaktır. Çalışmada, THY'nin Türkiye'nin Afrika açılımında oynadığı rolün ve izlediği sektörel politikaların etkilerini ortaya koyabilmek için ampirik analiz gerçekleştirilmiştir. Ampirik analiz doğrusal zaman serisi modelleri ve analiz teknikleri çerçevesinde yürütülmüştür. İhracatın bağımlı değişken, yolcu sayısının ise bağımsız değişken olarak seçildiği ekonometrik bir model oluşturulmuştur. Analiz, 2011-2020 dönemine ait aylık gözlemlere dayanmaktadır. THY'nin Afrika'ya yönelik yürüttüğü faaliyetlerin temsilcisi olarak alınan yolcu sayısı değişkeni de aynı şekilde aylık gözlemlere dayanmaktadır. Yapılan eş bütünleşme testi sonuçlarına göre seriler arasında eş bütünleşme ilişkisinin olduğu yani uzun dönemde birlikte hareket ettikleri görülmektedir. Eş bütünleşme katsayılarında ise yolcu sayısındaki 1 birimlik artış ihracatta FMOLS yönteminde 0,341 birim, DOLS yönteminde 0,291 birim ve CCR yönteminde 0,340 birimlik artışa yol açmaktadır. Yolcu sayısı değişkeninin ihracat değişkenini pozitif yönde etkilediği görülmektedir. Nedensellik testi sonuçlarına göre de yolcu sayısı değişkeninden ihracat değişkenine doğru tek yönlü nedensellik ilişkisi tespit edilmiştir.

Anahtar Kelimeler: Sivil havacılık, ihracat, Afrika, eşbütünleşme ve nedensellik analizi

JEL Kodu: L93, F14, O55, C01

Alan: Maliye

Türü: Araştırma

DOI: 10.36543/kauiibfd.2021.011

Atıfta bulunmak için: Gürdal, T. & Var, D. (2021). Sivil havacılık sektöründeki gelişmelerin Türkiye'nin ihracatına etkisinin ekonometrik analizi: THY Afrika açılımı örneği. *KAÜİBFD*, 12(23), 214-246.

¹ İlgili çalışmanın etik kurallara uygunluğu beyan edilmiştir.

ECONOMETRIC ANALYSIS OF THE IMPACT OF DEVELOPMENTS IN THE CIVIL AVIATION SECTOR ON TURKEY'S EXPORTS: THE SAMPLE OF THE TURKISH AIRLINES OPENING IN AFRICA



Kafkas University
Economics and Administrative
Sciences Faculty
KAUEASF
Vol. 12, Issue 23, 2021
ISSN: 1309 – 4289
E – ISSN: 2149-9136

Article Submission Date: 26.05.2021 Accepted Date: 24.06.2021

Temel GÜRDAL
Prof. Dr.
Sakarya University
Faculty of Political Sciences
Sakarya/Turkey
tgurdal@sakarya.edu.tr
ORCID ID: 0000-0001-6304-9766

Deniz VAR
Ph.D Student
Sakarya University
Institute of Social Sciences
Sakarya/Turkey
denizvar34@gmail.com
ORCID ID: 0000-0002-5560-1319

ABSTRACT | The aim of this study is to study the impact of the development of civil aviation on Turkey's exports for the period of 2011-2020 by using data retrieved from 51 African countries as part of Turkish Airlines' African opening. In the study, an empirical analysis was conducted to reveal the effects of the role played by Turkish Airlines and the sector policies it implemented. The empirical analysis was generally conducted within the framework of linear time series models and analysis techniques. An econometric model has been established in which exports are selected as the dependent variable and the number of passengers as the independent variable. The analysis is based on monthly observations from the 2011-2020 period. The variable number of passengers, which is considered representative of the activities carried out by Turkish Airlines for Africa, is also based on monthly observations. The results of the cointegration test reveals that there is cointegration relationship between variables and so they move together in the long run. According to the cointegration coefficient one unit increase in passenger variable lead to 0,341 unit increase in FMOLS method, 0,291 unit increase in DOLS method and 0,340 unit increase in CCR method. It can be inferred that passenger variable affect exports variable positively. Lastly according to Granger causality analysis it shows that there is one way causality linkage goes from number of passengers toward exports variables.

Keywords: Civil aviation, foreign trade, Africa, cointegration and causality analysis

Jel Codes: L93, F14, O55, C01

Scope: Public Finance

Type: Research

1. GİRİŞ

Günümüzde sivil havacılık sektörü hem küresel ekonomik ve sosyal gelişimde hem de modern insan hayatında kritik rol oynar hale gelmiştir. İkinci Dünya Savaşı'ndan sonra küreselleşmenin hızlanması, uluslararası ticaret hacminin artması teknolojik gelişmelerin ulaştırma sektöründeki uygulamaları, turizmin gelişmesi, yolcu sayısının artması, sivil havacılığın ulaştırma sektöründe güvenli bir seçenek olması, maliyet düşürücü etkisi, firmalara rekabet gücü ve hız kazandırması gibi nedenlerle sektöre olan ilgi katlanarak artmıştır. Ekonomik krizler, savaşlar ve salgın hastalıklar sektörü olumsuz etkilese de Dünya Bankası verilerine göre 1970 yılında tüm dünyada 300 milyon olan hava yolu yolcu sayısı yıllık ortalama %5,6'lık büyüme hızı ile 2019'de 4,3 milyar seviyesine çıkmıştır. Aynı periyotta dünyada ekonomik büyüme oranının yılda ortalama %3 olduğu gözönünde bulundurulursa bu artış önemli bir gelişmedir. Aynı dönemde Türkiye'de de 1 milyon olan yolcu sayısı yılda ortalama %12 artışla 2019'da yaklaşık 115 milyon yolcuya çıkmıştır. Türkiye'deki artış hızı dünya ortalamasının iki katıdır (World Bank, 2020).

Ekonomik krizler, salgın hastalıklar, bölgesel çatışmalar, kimi zaman gerilen ikili siyasi ilişkiler, artan küresel rekabet gibi nedenlerle Türkiye'nin ihracat pazarlarını çeşitlendirmesi ve alternatif pazarlara açılması sağlıklı ve istikrarlı ihracat performansı ve risk yönetimi açısından önemlidir. Dış ticaret istatistiklerine göre Türkiye'nin ihracatında Avrupa Birliği'nin payı 2000'li yılların başında ortalama %50 civarında iken, 2008 yılı küresel finans krizi sonrası %40 civarına gerilemiştir. Bu doğrultuda Türkiye 2005 yılından itibaren Afrika açılımını başlatarak sahra altı ülkeleri ile ikili ekonomik, sosyal ve siyasi ilişkilerine hız vermiştir Zaten 2000'li yıllar Afrika'nın küresel genişleme döneminden istifade ettiği yıllardır. Sahra Altı Afrika ülkeleri iç siyasi çekişmelerini ve etnik çatışmalarını büyük ölçüde bitirmişler, 2008 krizine kadar olan dönemde küresel ekonomiye hem ticari hem de siyasi olarak daha fazla entegre olmuşlar, daha fazla doğrudan yabancı yatırım çekmişler ve uluslararası ticaretteki paylarını artmışlardır (Subramanian ve Tamirisa, 2003; Fırat, 2009 ; Telci, 2018).

Afrika artık zengin doğal kaynakları ve gelişen beşeri sermayesi ile dinamik ve genç nüfusuyla, artan milli geliri ve gelişen orta sınıfıyla tüketimde hızlı büyüme vadeden pazarlardan sayılmaya başlanmıştır. Bugün 542 ülkenin bulunduğu, 2 bin mahalli dilin konuşulduğu, 1 milyara yakın insanın yaşadığı, 30 milyon kilometre karelik yüzölçümüyle AB'den 7, ABD'den 3 kat büyük olan, sorunlarla dolu bu Kıta ile uluslararası toplum, 21. Yüzyılda başta ekonomik alan

olmak üzere, her sahada ilişkilerini geliştirmeye çalışmaktadır. Ancak parlayan Afrika yıldızının önündeki engeller know-how eksikliği, teknolojik gerilik, finansal piyasalarının derin olmaması ve yetersiz sermaye birikimidir. Dolayısıyla Afrika'ya etkin yönetim, ileri teknoloji, sermaye desteği, geleneksel endüstrilerin güncellenmesi, know-how ve bilgi temelli katma değer prosesle şekillenmiş imalat sanayinin geliştirilmesi gibi konularda yardım gerekmektedir (Kuwonu, 2016, ss. 12–13); (Karumbidza, 2007: ss.87-105); (Edoho, 2011, ss. 103–105)

Afrika ekonomileri geleceğin yıldızı parlayan yeni üretim ve tüketim pazarları olarak gösterilmektedir. Bölge Türkiye için önemli ekonomik fırsatlar sunmaktadır. Bu bakımdan araştırmanın konusu Türkiye'nin Afrika açılımı irdelenmektedir çünkü Türkiye'nin bölgesel aktör olarak adil ekonomik ve siyasi ilişkiler temelinde dış politikadan ihracata Afrika pazarlarına erişimi, hem Türkiye hem bölge için önem arz etmektedir (Öztürk, 2016).

Afrika açılımı sürecinde THY'nin bölgeye yönelik işletme politikaları Türkiye'nin ekonomik hedeflerini tamamlar niteliktedir. Türk Hava Yolları 2006 yılında yurtdışı uçuş ağını genişletme kararı almış ve tarihinde bir ilki gerçekleştirerek, aynı dönemde 24 dış hat noktasının açılma kararını vermiştir. Söz konusu hatların arkasında gerek aynı yıl ve gerekse devamındaki yıllarda, Türk Hava Yolları özellikle Sahraltı Afrika bölgesinde yeni uçuş noktalarının açılışını yapmış veya mevcut uçulan noktadaki frekans sayısını arttırmıştır. Hatta bu dönemde dünya genelinde uçuş sayısının en çok arttığı destinasyonlardan biri Afrika olmuştur. Türk Hava Yolları'nın bu kıtada 38 ülke ve 59 uçuş noktası bulunmakta olup 2019 yılında buraya taşıdığı yolcu sayısı 3.6 milyona ulaşmış bulunmaktadır. (THY, 2019a, s. 58);(THY, 2019b)

Bu çalışmada ekonomik büyüklük ve dış ticaret hacmi olarak küresel ekonomik sistemle en fazla ilişki içinde olan, en büyük 51 Sahra Altı Afrika ülkesi seçilmiştir. Çalışmanın dönemi, THY'nin aylık yolcu istatistiklerini 2011'den itibaren kayıt altına almaya başlaması nedeniyle 2011-2020 olarak belirlenmiştir. Araştırma sorusu, söz konusu dönem içinde Türkiye'nin Afrika açılımının (THY sivil havacılık bazında) Türkiye'nin ihracatı üzerinde anlamlı bir etkide bulunup bulunmadığı seçili değişkenler üzerinden ekonometrik yöntemlerle ortaya konulmasını içermektedir. Çalışmanın takip eden bölümünde konuya ilişkin literatür, üçüncü bölümde kullanılan veri seti özetlenmiştir. Dördüncü bölümde kullanılan yöntemle yer verilmiş, beşinci bölümde elde edilen bulgular sunulmuştur. Sonuç bölümünde ise analizlerden elde edilen bulgular çerçevesinde değerlendirmeler yapılmıştır.

2. LİTERATÜR TARAMASI

Sivil havacılık alanında yapılan çalışmalar, konunun hukuksal boyutundan, güvenlik önlemlerine (emniyet, güvenlik, kaza riskleri gibi) daha iyi ve etkin yönetim tarzının geliştirilmesine (maliyetleme veya finansal stratejiler, ekip kaynak yönetimi) kadar çeşitlilik göstermektedir. Kimi çalışmalar kamusal regülasyonların ve yeniden yapılandırma programlarının sektörün rekabet ve karlılık üzerindeki etkilerini incelemiştir. Bazıları SWOT analizi, Veri Zarflama Analizi gibi tekniklerle sektöre yön verme ve etkinliğin artırılması konusunda bulgular ortaya koymuştur. Söz konusu yapılmış olan çalışmalardan bir kısmı aşağıda incelenmeye çalışılmıştır.

Yamaguchi (2008) ABD'nin 21 ticaret ortağı ile olan 1998-2002 dönemine ait ihracat verilerini kullanarak eşzamanlı bir denklem modeli ile ihracat talep fonksiyonunu ve hava taşımacılığı arz fonksiyonunu tahmin ederek, hava taşımacılığı ve uluslararası ticaret arasında ampirik analiz geliştirmiştir. Uçak biletinin ihracatla mesafeden daha anlamlı bir şekilde ilişkili olduğunu ve Herfindahl-Hirschman Endeksi (HHI) olarak hesaplanan pazar yoğunlaşma seviyesinin uçak bileti fiyatları üzerinde önemli bir pozitif etkisi olduğu sonucuna varmıştır.

Van De Vijver ve diğerleri (2014) ulaşım altyapılarının konuşlandırılması ile ekonomik kalkınma arasındaki karşılıklı ilişkiyi, 1980-2010 dönemindeki Asya-Pasifik'te artan bölge içi ticaret hacimleri ve hava yolcu trafiği arasındaki bağlantı örneğine, Granger nedensellik analizi uygulayarak araştırmışlardır. Hava yolcu trafiğinin ticarete katkı sağladığını ve ticaretin de hava yolcu trafiğine katkı sağladığı sonucuna varmışlardır.

Uslu ve Cavcar (2002) çalışmasında Avrupa'daki havacılık sistemine ait trafik yol ücretleri ve işletme maliyet kalemleri arasında pozitif ilişki olduğunu ve üretkenliği etkilediklerini ortaya koymuşlardır. Hava trafik yönetiminde temel amaç emniyeti ve düzeni ekonomik olarak sağlamaktır. Bu bağlamda söz konusu amaçların aynı zamanda sağlanmasının orijinal uçuş planlarından sapmalarına (gecikmeler, ek zaman-yakıt maliyetleri, vb.) neden olacağını da belirtmişlerdir.

Diğer bir çalışma Türk Sivil Havacılık Sisteminin Yapısal Analizi ile ilgilidir. Korul ve Küçükönel (2003) burada Türk sivil havacılık sisteminin mevcut durumunu ve yaşanan genel problemleri irdelemiş ve çözüm önerilerini belirtmiştir.

Özdoğan ve diğerleri (2005) havacılık kazalarını ele almıştır. Türkiye'de

1955-2004 döneminde meydana gelen havacılık kazalarının ölüm ve hayatta kalma durumlarını ve bu noktada etkili olan faktörleri incelemişlerdir.

Oktal ve Küçükönel (2007) ise çalışmasında yeni gelişmekte olan bölgesel hava taşımacılığına odaklanmışlardır. Öncelikle bu kavramı tanımlamışlar ve ABD ile Avrupa'daki gelişimlerini özetlemişlerdir. Son olarak Türkiye'de bölgesel havacılık sektörünün sektörel gelişimini ortaya koymuşlar ve mevcut durumda sektörün Türkiye'de daha fazla pazar payı alabilmesi için izlenmesi gereken stratejiler açıklanmıştır.

Sektörle ilgili diğer bir analiz Torum ve Yılmaz (2009)'a aittir. Yazarlar çalışmasında sürdürülebilirlik kavramının ve risk yönetiminin önemini vurgulamışlar ve Türkiye'deki hava meydanlarının sürdürülebilirlik uygulamalarını Türkiye'deki 50 sivil hava alanı bazında belirledikleri alt parametreler üzerinden incelemişlerdir. Sonuç olarak hava meydanları için sürdürülebilir risk yönetimi eylem planı kapsamında alınması gereken önlemleri vurgulamışlardır. Tutulmaz ve Şahin (2014) ise sektörün rekabete açılım sürecinde teknik etkinlik analizi yapmışlardır. Stokastik Sınır Yöntemi Uygulaması yöntemiyle yaptıkları analiz sonucunda teknik etkinlik oranını %57 olarak belirlemişlerdir.

Yüksel (2014) sivil havacılığın gelişimi ve küreselleşme sürecine katkılarını Türkiye özelinde incelemiş, Türkiye'deki iç ve dış hat yolcu sayılarındaki artışların, taşınan kargo miktarındaki artışların, Türkiye'nin dünya ile entegrasyon sürecinin çıktılarını olduğunu ortaya koymuştur.

Gökırmak (2014) THY ve Türk sivil havacılık sektörünün son otuz yılını Pazar Güçleri (Porter) Analizi'' ve güçlü yönler, zayıf yönler, tehditler ve fırsatlar (SWOT) analizini kullanarak THY'nin ne gibi sektörel etkilerde bulunduğunu ve ne gibi sonuçları olduğunu ortaya koymuştur.

H. Şen ve Polat (2015), 1970-2013 dönemi için havayolu ile taşınan yolcu sayılarına ait değişkenler üzerinden temel zaman serileri teknikleriyle havayolu taşımacılığı kanunlarında yapılan değişikliklerin sektörel etkilerini araştırmışlardır. Yazarlar 2000'li yıllardan sonra sağlanan geniş devlet teşviklerini ve rekabete açılma sürecinde yapılan regülasyonları kırılma tarihleri olarak kabul etmişler ve yapısal kırılma testi olarak da bilinen Chow'un Yapısal Kırılma (Chow's Break Point Test) testi uygulanmıştır. Bulgulara göre özellikle 2001 yılındaki kanun değişikliğinden sonra serinin trendinin arttığı belirlenen yapısal kırılma tarihlerinin istatistiksel olarak anlamlı olduğu sonucuna varmışlardır.

Kutlu ve Başar (2015) sermaye piyasaları üzerinden bir analiz yapmıştır. Bu bağlamda sektördeki (lojistik ve sivil havacılık)firmaların pay piyasalarında işlem gören hislerinin fiyatları ile işlem hacimleri arasındaki ilişkiyi nedensellik yöntemiyle analiz etmişler ve istatistiksel olarak anlamlı bir nedensellik ilişkisi ortaya koymuşlardır. Çalışmada ikinci olarak statik ve dinamik panel yöntemleri ile ekonometrik model tahmin edilmiş ve tahmin sonuçlarına göre piyasada işlem gören sektör hisselerinin işlem hacimlerinin fiyatlarını etkilediği sonucuna varmışlardır.

Kiso ve Deljanin (2009) çalışmasında havayolu bağlamında küresel ticaret hacminin genişlemesiyle artık kargo taşımacılığının hacim ve ciro olarak yolcu taşımacılığını geçmeye başladığını ve gelecekte de sürecin devam edeceğini ortaya koymuştur.

Kalaycı ve Yazıcı (2016) ABD'nin 1980-2012 yılları arasındaki ihracat hacminin ve GSYİH'nın sivil havacılık üzerindeki etkisini, doğrusal regresyon ve Johansen Eşbütünleşme testleri ile analiz etmişler ve değişkenler arasında uzun dönemli bir ilişki olduğunu ortaya koymuşlardır.

Bu çalışmada ise literatürde yer alan diğer çalışmalardan farklı olarak, konu işletme veya hukuk disiplini açısından değil sivil havacılığın ekonomik etkileri açısından ekonomi disiplini penceresinden irdelenmiş, ihracat değişkeni ekonomik değişken olarak modelde yer almış ve THY'nin Afrika açılımının Türkiye-Afrika dış ticareti üzerindeki etkisi ekonometrik olarak analiz edilmiştir.

3. VERİ SETİ

Türk Havayolları'nın Afrika açılımının ampirik olarak incelendiği bu çalışmada, Türk Hava Yolları'nın Afrika'ya taşıdığı yolcu sayısı ile ihracat arasındaki nedensellik ve eş bütünleşme ilişkisi aşağıdaki temel model çerçevesinde incelenmiştir;

$$\dot{I}hr = \beta_0 + \beta_1 ys + \varepsilon_t \quad (1)$$

Modelde kullanılan 'ihr', Türkiye'nin analize konu olan 51 Afrika ülkesine gerçekleştirdiği ABD doları cinsinden aylık toplam ihracatı, 'ys' THY'nin adet cinsinden belirtilen Afrika ülkelerine taşıdığı aylık toplam yolcu sayısını, β_0 sabit terim, β_1 bağımsız değişkenin eğim katsayısını ve ε_t hata terimini göstermektedir. Çalışma Ocak 2011- Ocak 2020 dönemini kapsamaktadır. Türk Hava Yollarının Afrika açılımının Türkiye ekonomisi üzerindeki etkisini *ihracat* bazında araştırma konusu olarak kabul eden bu çalışmada kullanılan veriler TUİK "*dış ticaret istatistikleri*" ve Türk Hava Yollarının (THY) "*Trafik*" veri tabanından

temin edilmiştir. Ayrıca ilgili kurum ve kuruluşların hazırladıkları sektörel raporlardan, istatistiksel tablo ve grafiklerden de yararlanılmıştır (TÜİK, 2020); (THY, 2020).

Tablo 1. Çalışmada Yer Verilen Afrika Ülkeleri

Sudan	Angola	Togo
Güney Sudan	Etiyopya	Benin
Moritanya	Eritre	Nijerya
Mali	Cibuti	Kamerun
Burkina Faso	Somali	St. Helena
Nijer	Güney Afrika Cum.	Ekvator Ginesi
Çad	Uganda	Sao Tome ve Prinsipe
Cabo Verde	Tanzanya	Gabon
Senegal	Kenya	Kongo
Kongo Demokratik Cum.	Seyşeller	Svaziland
Gambiya	Mozambik	Ruanda
Gine Bissau	Madagaskar	Malavi
Gine	Mauritius	Burundi
Sierra Leone	Komorlar Birliği	Namibya
Liberya	Mayotte	Botsvana
Kotdivuar	Zambia	Orta Afrika Cumhuriyeti
Gana	Zimbabve	Lesotho

Zaman serilerinde gözlenen kimi zaman düzenli, kimi zaman düzensiz oluşan periyodik olan veya olmayan dalgalanmalar, serilerin bugün ve gelecekte alacağı değeri etkilemektedir. (Yolsal, 2010, s. 245). Bu çerçevede analize başlamadan önce kullanılan bütün değişkenlerdeki düzenli mevsimselliğin yok edilmesi katsayıların tahmin doğruluğunu arttıracaktır (Alper ve Aruoba, 2001, s. 2). Bu noktada mevsimsel düzeltme için Census-X12 yöntemi kullanılmıştır. İkinci olarak değişkenler arasındaki ilişkinin niteliği (doğrusal veya logaritmik), verilerin bazen normal dağılıma sahip olmaması (bazı istatistik testlerde normal dağılım varsayımı söz konusudur) veya gruplar arasında verilerin yaygınlığı (spread) aşırı farklılık yaratabildiği için serilerin logaritmik dönüşümü yapılmıştır.

4. YÖNTEM

4.1. Birim Kök Testleri

Çalışmada eş bütünleşme analizi, parametre tahmini ve nedensellik ilişkisi test edilmeden önce kullanılan serilerin birim kök süreci içerip içermediğine bakılmalıdır. Birim kök sürece sahip serilerin kullanılması değişkenlerin

birbirlerine olan etkilerinin sağlıklı şekilde ölçülmesini güçleştirecek, regresyon modelinin varsayımları ihlal edilecek ve zaman serilerinin stokastik özellikleri (sabit ortalama, sabit varyans) sağlanamayacaktır. Klasik regresyon modeli değişkenler arasındaki ilişkiyi incelerken serilerin durağan olduğu varsayımından hareket eder (Greene, 1993, s. 612). Bu kapsamda serilerin birim kök içerip içermediği Augmented Dickey Fuller (ADF), Dickey Fuller Generalized Least Squares (DF-GLS), Point Optimal ve Kwiatkowski–Phillips–Schmidt–Shin (KPSS) testleri ile incelenmiştir.

4.2. Vektör Otoregresif Model (VAR)

Bu çalışmada ekonometrik yöntem olarak seçilen eş bütünleşme ve nedensellik ilişkisi VAR modelleri çerçevesinde ele alınmıştır. Bu modellerin bazı avantajlarından dolayı kullanımı yaygındır. VAR modelleri değişkenleri sistem mantığıyla ele alır ve içsel dışsal değişken ayrımı yapmaz. Burada değişkenler arası ilişkiler hakkında bir ön kısıt konulmaz. Hatta birçok iktisatçıya göre kısıtsız VAR, öngörü için klasik yapısal modellemeden daha iyi sonuç verir. Ayrıca VAR modellerinde bağımlı değişkenlerin gecikmeli değerlerinin yer alması, geleceğe yönelik güçlü tahminlerin yapılmasını da mümkün kılmaktadır (Mucuk ve Alptekin, 2008, s. 162). VAR modelinde değişkenlerin gecikme uzunluğunun artırılmasıyla otokorelasyon sorunu çözülmektedir. Modelin sağında, sadece içsel değişkenlerin gecikmeli değerleri yer aldığından eşanlılık problemiyle de karşılaşılmaz (Özgen ve Güloğlu, 2004, s. 103). İki değişkenli VAR modeli, standart şekilde şöyle ifade edilebilir;

$$y_t = a_1 + \sum_{i=1}^p b_{1i} y_{t-i} + \sum_{i=1}^p b_{2i} x_{t-i} + v_{1t} \quad (2)$$

$$x_t = c_1 + \sum_{i=1}^p d_{1i} y_{t-i} + \sum_{i=1}^p d_{2i} x_{t-i} + v_{2t} \quad (3)$$

Yukarıdaki modelde p gecikmelerin uzunluğunu, v ortalaması sıfır, kendi gecikmeli değerleriyle olan kovaryansları sıfır ve varyansları sabit, normal dağılıma sahip, rassal hata terimlerini göstermektedir. Modeli kurmadan önce, p gecikme derecesinin belirlenmesi gerekmektedir. Bu noktada Akaike (AIC) ya da Schwartz (SC) bilgi kriterleri kullanılabilir. Sağlıklı VAR modeli elde edildikten sonra etki-tepki fonksiyonları elde edilir. Bu fonksiyonlar hata terimini etkileyen dışsal şokların modeldeki değişkenler üzerindeki etkilerini ortaya koymaktadır. Böylece etkinin hangi değişkende meydana geldiği ve bu şoklara değişkenlerin ne tepki vereceği bilinebilmektedir (Tarı, 2010, ss. 465–468). Yine iki değişkenli bir VAR modeli yazılırsa;

$$y_t = a_{11}y_{t-1} + a_{12}x_{t-1} + v_{1t} \quad (4)$$

$$x_t = a_{21}y_{t-1} + a_{22}x_{t-1} + v_{2t} \quad (5)$$

Yukarıdaki VAR modelinden hareketle v_{1t} de meydana gelen 1 birimlik şok, meydana geldiği t döneminde y_t üzerinde etkiye sahiptir x_t üzerinde değil. Ama t+1 döneminde x_t 'yi de etkiler çünkü v_{1t} , y_t 'yi ve y_t de y_{t+1} 'i etkilemektedir. t+1 döneminde;

$$y_{t+1} = a_{11}y_t + a_{12}x_t + v_{1t} \quad (6)$$

$$x_{t+1} = a_{21}y_t + a_{22}x_t + v_{2t} \quad (7)$$

t+1 döneminde v_{1t} şoku x_t 'yi y_t aracılığıyla a_{21} kadar etkilemeye başladı. Şimdi bir sonraki döneme bakılırsa;

$$y_{t+2} = a_{11}y_{t+1} + a_{12}x_{t+1} + v_{1t} \quad (8)$$

$$x_{t+2} = a_{21}y_{t+1} + a_{22}x_{t+1} + v_{2t} \quad (9)$$

Burada da y_{t+1} , y_{t+2} 'yi etkilemeye başladı tabi ki a_{11} kadar. Sonuçta görüldüğü gibi etki-tepki fonksiyonları meydana gelen bir şokun diğer dönemlerde göstereceği etki VAR modelinden elde edilen parametrelerin çarpımı ile ortaya çıkmaktadır. VAR modeli vektör hareketli ortalama gösterimi v_{1t} ve v_{2t} serileri cinsinden yazılırsa;

$$\begin{bmatrix} y_t \\ x_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \bar{y} \\ \bar{x} \end{bmatrix} + \sum_{i=0}^{\infty} \begin{bmatrix} \phi_{11}(i) & \phi_{12}(i) \\ \phi_{21}(i) & \phi_{22}(i) \end{bmatrix} \begin{bmatrix} v_{y_{t-i}} \\ v_{x_{t-i}} \end{bmatrix} \quad (10)$$

Burada ϕ_i katsayıları hata terimlerindeki şokun etkileri için kullanılan katsayılardır. Buradaki dört eleman etki çarpanlarıdır. Örneğin $\phi_{12}(0)$ katsayısı aynı dönemde v_{xt} serisindeki bir birimlik değişikliğin y_t serisi üzerindeki etkisini gösterir. Yine $\phi_{11}(1)$ ve $\phi_{12}(1)$ katsayısı sırasıyla $v_{y_{t-1}}$ ve $v_{x_{t-1}}$ 'deki bir birimlik şokun y_t üzerindeki dönemlik etkisidir. Bu durumda dört elemandan oluşan katsayılar kümesi $\phi_{11}(i), \phi_{12}(i), \phi_{21}(i), \phi_{22}(i)$ etki tepki fonksiyonlarını verir (Barışık ve Kesikoğlu, 2004, s. 70).

Varyans Ayrıştırması (Variance Decomposition), modelin tahmini ile belirlenen ve öngörü hata varyansını ölçen artıkların analizinde kullanılan bir diğer tekniktir. Sözü edilen teknik yardımı ile istatistiki şokların değişkenler üzerindeki etkileri belirlenmektedir. Bir değişkenin hata teriminde meydana gelecek şokun diğer değişkenler tarafından açıklanma oranını gösterir

(Lütkepohl, 1993, ss. 56–57). v_{yt} ve v_{xt} serisi için yapılan ayrıştırma sırasıyla şöyledir;

$$v_{yt} = \frac{\sigma_z^2[\phi_{11}(0)^2 + \phi_{11}(1)^2 \dots \phi_{11}(n-1)^2]}{\sigma_y(n)^2} \quad (11)$$

$$v_{xt} = \frac{\sigma_z^2[\phi_{12}(0)^2 + \phi_{12}(1)^2 \dots \phi_{12}(n-1)^2]}{\sigma_z(n)^2} \quad (12)$$

4.3. Granger Nedensellik

Nedensellik kavramını Granger 1969'daki çalışmasında ortaya atmıştır. Bu çalışmaya göre Y ve X gibi iki değişkenli bir modelde Y değişkenine ait bilgiler X değişkenine ait tahmini güçlendiriyorsa ve modeldeki uyum gücünü artırıyor (goodness of fit) x değişkeni ile y değişkeni arasında nedensellik ilişkisi vardır (Granger, 1969, s. 431). Bu bağlamda nedensellik analizi x_t ve y_t değişkenlerinin durağan olduğu varsayımı altında aşağıdaki modeller tahmin edilerek yapılır (Engeloğlu, Meral ve Kübra, 2015, s. 143-144);

$$y_t = \alpha_1 + \sum_{i=1}^n \beta_i x_{t-i} + \sum_{j=1}^m \delta_j y_{t-j} + e_{yt} \quad (13)$$

$$x_t = \alpha_2 + \sum_{i=1}^n \theta_i x_{t-i} + \sum_{j=1}^m \gamma_j y_{t-j} + e_{xt} \quad (14)$$

Nedenselliğin analizinde aşağıda belirtilen H_0 ve H_A hipotezlerinin anlamlılıkları sınanmaktadır. Buna göre H_0 hipotezinin reddedilmesi durumunda değişkenler arasında nedensellik ilişkisi bulunduğu iddia edilebilir (Asteriou ve Hall, 2007, s. 322). $H_0 = \sum_{i=1}^n \beta_i = 0$; x_t , y_t 'nin nedeni değildir. $H_A = \sum_{i=1}^n \beta_i \neq 0$; x_t , y_t 'nin nedenidir. Bu hipotezleri sınamak için F istatistiği hesaplanmalıdır. Model 1 (14 nolu denklem) ve model 2 (15 nolu denklem) modellerdeki hata kareleri bulunarak F istatistiği hesaplanır ve boş hipotez için karar verilir.

$$F \text{ İst} = \frac{(R_2^2 - R_1^2) / (\text{ilave değişken sayısı})}{(1 - R_2^2)(\text{Gözlem sayısı} - \text{değişken sayısı} - 1)}$$

Boş hipotezin reddedilmesi için hesaplanan F istatistiğinin, (m; n-2m) serbestlik derecesi ve α anlamlılık düzeyindeki F tablo değerinden büyük olması gerekir. Yani modelde yer alan katsayıların anlamlı olduğu belirtilebilir. Ancak

analiz sonucunda X'ten Y'ye nedensellik bulunması, otomatikman Y'nin X'in sonucu olduğu anlamına gelmez, sadece x değişkeninin y'nin öngörülmesinde yardımcı olduğu söylenebilir (Granger, 1969, s. 431).

4.4. Eş Bütünleşme

Eş bütünleşme serilerin durağan olmasalar bile bunların doğrusal kombinasyonunun durağan olabileceğini ifade eder. Yani seriler durağan olmasa bile aralarında uzun dönemli bir ilişki olabilir (Turan, 2018, s. 204). Bu noktada çeşitli testler vardır. Serilerin artık değerlerine dayalı Engle-Granger (1987) ve Phillips-Ouliaris (1990) yaklaşımlarında serilerin düzeyde durağan olması gerekirken, Johansen yaklaşımlarında serilerin seviye değerleri alınır (A. Yılmaz ve Altay, 2016, s. 663). Bu çalışmada Johansen (1991) eş bütünleşme testi kullanılmıştır. Model hem uzun hem de kısa dönem hakkında bilgi verir, yani iki kısımdan oluşur. Bunun için önce aşağıdaki VAR modeli matris gösterimi ile yazılır;

$$y_t = A_1 y_{t-1} + A_2 y_{t-2} + \dots + A_p y_{t-p} + \varepsilon_t \quad (15)$$

Burada y_t , $N \times 1$ boyutlu birinci dereceden durağan değişkenler vektörünü ve ε_t hata terimlerini göstermektedir. Yukarıdaki genel VAR modeli Vektör Hata Düzeltme Modeli (VEC) şeklinde yeniden yazılırsa;

$$\Delta y_t = \Pi y_{t-1} + \Gamma_1 \Delta y_{t-1} + \dots + \Gamma_{p-1} \Delta y_{t-p+1} + \varepsilon_t \quad (16)$$

denklemden Γ matrisi $= -(A_{i+1} + \dots + A_p)$, $i = 1, 2, \dots, p-1$ ve Π matrisi $= (k_1 A_1 + \dots + A_p - I_n)$, değişkenlerin uzun dönem ilişkileri hakkında bilgi veren matristir. Bu matrisin rankı değişkenlerin lineer şekilde bağımsız ve durağan lineer kombinasyon sayıdır. Π matrisi α ve β olarak ayrıştırılırsa;

$$\Delta y_t = \alpha \cdot \beta y_{t-1} + \Gamma_1 \Delta y_{t-1} + \dots + \Gamma_{p-1} \Delta y_{t-(p-1)} + \varepsilon \quad (17)$$

Burada α ; hata düzeltme katsayısı yada uyarılma hızını verir ve kısa dönemde dengeden sapmaların nasıl düzeltildiğini gösterir. β katsayısı ise uzun dönem eş bütünleşme parametrelerini (cointegrating vector) verir. Γ ise kısa dönem hata düzeltme parametreleri matrisidir (Dwyer, 2015, s. 2). Bu adımdan sonra kaç tane eş bütünleşme olduğunu bulmak için Π matrisinin rankına bakılır. Rank değişkenler matrisinin birbirinden bağımsız sütunlarının sayısıdır. K içsel değişken sayısıdır. Eğer $\text{rank}(\Pi) = 0$ ise değişkenler arasında eş bütünleşme ilişkisi yoktur. Eğer $\text{rank}(\Pi) = k$ ise yine eş bütünleşme ilişkisi yoktur. Rank $(\Pi) = k$ ise VAR modelindeki değişkenlerin tamamı kendi seviyelerinde durağandır. Bu değişkenler kendi seviye değerlerinde birbirleri ile bütünleşiktir. Artık VECM

modeli tahmin etmeye gerek yoktur. Değişkenlerin seviye değerleri uzun dönem dengesini zaten sağlamıştır. Değişkenlerin seviye değerleri ile VAR modeli tahmin edilmelidir. Eğer $\text{rank}(\Pi) \leq k-1$ ise r tane eş bütünleşme ilişkisi vardır. Bunları belirlemek için Johansen-Juselius testi (JJ-1990) yapılır. Burada iz (trace) ve maksimum özdeğer (eigenvalue) test istatistikleri kullanılır.

$$J_{\text{trace}} = -T \sum_{i=r+1}^n \ln(1 - \hat{\lambda}_i) \quad \dots \quad J_{\text{max}} = -T \ln(1 - \hat{\lambda}_{r+1})$$

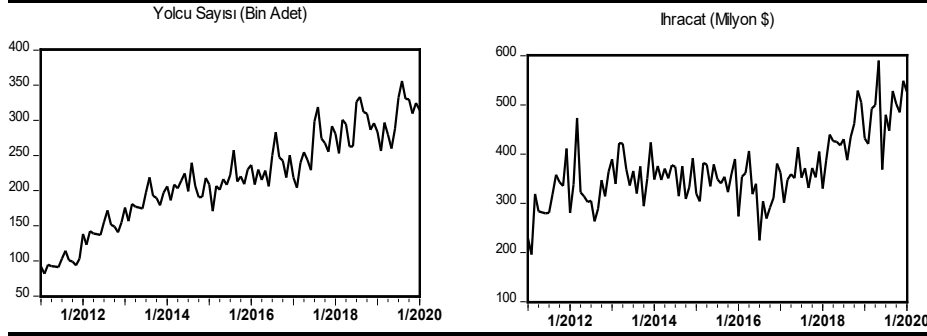
Burada maksimum eigenvalue'yu biliniyorsa J_{trace} 'i hesaplanabilir. Fakat bu istatistiklerin dağılımları modeldeki deterministik terimlere duyarlıdır. Şöyle ki aşağıdaki modelde;

$$\Delta y_t = \Pi y_{t-1} + \Gamma_1 \Delta y_{t-1} + \dots + \Gamma_{p-1} \Delta y_{t-p-1} + \varepsilon_t \quad (18)$$

Πy_{t-1} ifadesi eşbütünleşme vektörünü göstermektedir. Son adımda eş bütünleşme katsayıları ($y = \beta x_t + \varepsilon$) tahmin edilir Bu noktada literatürde Fully Modified OLS (FMOLS), Cannonical Cointegration Regression (CCR) ve Dynamic OLS (DOLS) olmak üzere üç yöntem kullanılmaktadır (Dolado, Gonzalo ve Marmol, 1999, s. 646,); (A. Yılmaz ve Ünlü, 2018, ss. 138–141)

5. AMPİRİK ANALİZ VE BULGULAR

Çalışmanın bu kısmında her iki değişken arasındaki nedensellik ve eş bütünleşme ilişkisi zaman serisi metodolojisi altında çeşitli testlerle sınanmış ve test sonuçları yorumlanmıştır. Ancak bu testlere geçmeden önce serilerin söz konusu zaman dilimi içerisindeki grafiği incelenmeli ve tanımlayıcı istatistiklerine bakılmalıdır. Zaman grafiği seriler hakkında gözlemsel bilgi vermektedir.

Şekil 1. Değişkenlere Ait Zaman Serisi Grafikleri

Soldaki grafik THY'nin Sahra Altı Afrika ülkelerine aylık taşıdığı yolcu sayısını göstermektedir. 2011'de 90 bin olan yolcu sayısı ortalama %1,2 artışla 300 bin seviyelerine çıkmıştır. Aynı şekilde Türkiye'nin belirtilen Afrika ülkelerine ihracatı aylık 2 milyar dolardan ortalama %2,1 artışla 6 milyar dolar seviyelerine gelmiştir. Her iki seride deterministik artan trend vardır ve birbirine yakın paralellikte artmışlardır. Bu da görsel olarak serilerin durağan olmadıklarını ortaya koymaktadır.

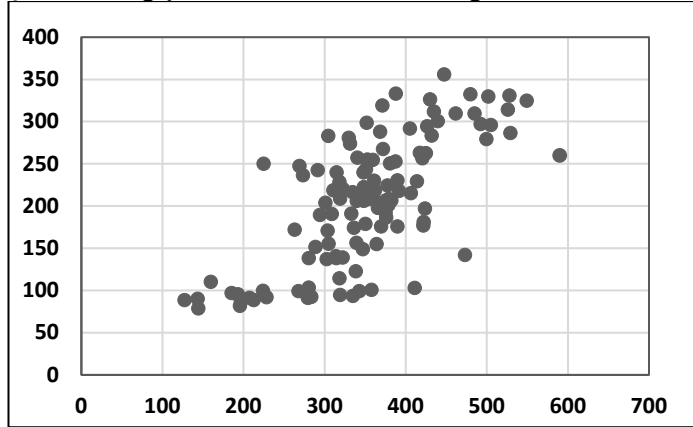
Tablo 2. Serilere Ait Tanımlayıcı İstatistikler

Gösterge	İhracat		Yolcu Sayısı	
Ortalama	367693.6		216160.7	
Medyan	357726		215212	
Maximum	590243		355902	
Minimum	195575		81772	
Std. Sapma	71471.7		67503.24	
Skewness (Çarpıklık)	0.640		-0.125	
Kurtosis (Basıklık)	3.584		2.322	
Jarque-Bera	8.987		2.371	
Olasılık	0.011		0.306	
Toplam	40078602		23561512	
Sapma Kar. Topl.	5.52E+11		4.92E+11	
Observations	109		109	
	Kovaryans		Korelasyon	
	Yolcu Sayısı	İhracat	Yolcu Sayısı	İhracat
Yolcu sayısı	4.515E+09	2.89E+09	1	0.61
İhracat	2.893E+09	5.06E+09	0.61	1

Tablo 2'de kullanılan seriler için tanımlayıcı istatistikler (minimum ve maksimum değerler, standart sapma ve medyan) verilmiştir. İlk olarak verilerin dağılımı hakkında ön bilgi için çarpıklık (skewness) ve basıklık (kurtosis) katsayılarına bakılabilir. Çarpıklık dağılımın ortalamaya göre simetrisizliğini

ifade eder (Doane ve Seward, 2011, ss. 2–6). İhracat değişkeni için pozitif, yolcu sayısı değişkeni için negatif çıkan skewness (çarpıklık veya eğiklik) değerleri dağılımın ihracat serisinde hafifçe sola, diğer seride ise sağa eğik olduğunu gösterir. İkinci olarak basıklık değeri serinin mevcut dağılımının, normal dağılıma göre basıklık veya şişkinliği gösterir (Vetterling, Teukolsky, Press ve Flannery, 1992, s. 612). Bu değer yolcu sayısı verisi için 3'ten küçük, ihracat değişkeni için 3'ten büyük çıkmıştır. Bu durumda yolcu sayısı serisi dağılımının basık (platykurtic), ihracat serisi dağılımının sivri yapıya (leptokurtic) sahip olduğu söylenebilir. Ancak normalite konusunda daha kesin kanıya varabilmek için Jarque-bera değerleri normal dağılım test sonuçlarına bakılmalıdır. Test OLS tahmininden elde edilen kalıntıların kullanıldığı büyük örneklem testidir. 2 serbestlik derecesiyle Ki kare dağılımına sahiptir. Tablodaki çıkan olasılık değerlerine göre ihracat serisi için " H_0 : hata terimleri normal dağılmaktadır" hipotezi reddedilmiş, yolcu sayısı serisi için hipotez reddedilememiştir. Tablo 2'de son olarak iki değişkenin birbirleri ile ilişkisini ortaya koymak için kullanılan kovaryans-korelasyon sonuçları verilmiştir. Kovaryans farklı olarak korelasyon bu ilişkinin derecesini de gösterir. Buna göre değişkenler arasında korelasyon değeri %60 civarında bulunmaktadır.

Şekil 2. Değişkenler Arası Nokta Grafiği



Şekil 2'de (yatay eksen ihracat, dikey eksen yolcu sayısı) bu ilişkiyi gösteren gözlemlerin nokta dağılımı verilmiştir. Nokta grafiklerinde x değişkeni artarken y değişkeni de artmaya meyilliyse, değişkenler arasında pozitif korelasyon, x değişkeni artarken y değişkeni azalmaya meyilliyse, değişkenler arasında negatif korelasyon vardır. Kovaryans iki değişkenin birlikte nasıl değiştiğinin ölçüsüdür. Kovaryans katsayısı mutlak olarak yorumlanmaz işareti yorumlanır ve pozitif bir katsayı pozitif ilişkiye, negatif kovaryans katsayısı ise negatif ilişkiye işaret eder.

Grafikte iki değişken arasında pozitif ilişki olduğu açıkça görülmektedir. Tanımlayıcı istatistiklerden sonra serilerin birim kök özelliklerine bakılmış ve sonuçlar Tablo 3'te verilmiştir.

Tablo 3. Birim Kök Testleri

Test	lnihr		lnys	
	Test İst.	Olasılık	Test İst.	Olasılık
ADF	-2.866*	0.0527	-2.622	0.27
DF-GLS	-2.64	-	-1.09	-
Point	9.01	-	69.63	-
KPSS	0.182**	-	0.235***	-
Birinci Fark				
Test	lnihr		lnys	
	Test İst.	Olasılık	Test İst.	Olasılık
ADF	-8.848	0.00	-10.68	0.00
DF-GLS	-14.443***	-	-9.92***	-
Point	0.440***	-	1.18***	-
KPSS	0.121*	-	0.107	-

***, **, * sırasıyla %1, %5 ve %10 anlam düzeylerini göstermektedir. DF-GLS testi için kritik değerler; -2,58, -1,94 ve -1,61'dir. Point Optimal testi için kritik değerler: 4.24, 5.64 ve 6.79'dir. KPSS testi için kritik değerler: 0.216, 0.146 ve 0.119'dir. Bilgi kriteri olarak 'Schwartz' kullanılmıştır.

Tabloda birim kök sabit ve trendli model için Augmented Dickey Fuller (ADF), Dickey Fuller GLS (DF-GLS), Point Optimal ve Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (KPSS) olmak üzere dört farklı testle incelenmiştir. Tabloda lnihr ihracat serisini ve lnys yolcu sayısı serisini göstermektedir. Test sonuçlarına göre lnihr serisinin birim kök içerdiği ve birinci farkı alındıktan sonra durağan hale geldiği tespit edilmiştir. Yolcu sayısını gösteren lnys serisi ise seviye değerlerinde tüm testlerde %1'de birim kök içermekte ve aynı şekilde birinci farkı alındığında durağan hale gelmektedir. Sonuç olarak tüm seriler seviye değerlerinde durağan değilken birinci farkında durağan olduğu söylenebilir.

Birinci farkları alındığında durağan I(1) olan seriler arasında eş bütünleşme ilişkisinin varlığının araştırılması değişkenler arasındaki eş anlı ilişkilerin tespit edilebilmesi için VAR modeli tahmin edilebilir. Modelde endojen (içsel) değişkenler kendi gecikmelerinin fonksiyonu olarak kurgulanır. İki değişkenli VAR modeli;

$$\lnys_t = a_1 + \sum_{i=1}^p b_{1i} \lnys_{t-i} + \sum_{i=1}^p b_{2i} \lnihr_{t-i} + v_{1t} \quad (19)$$

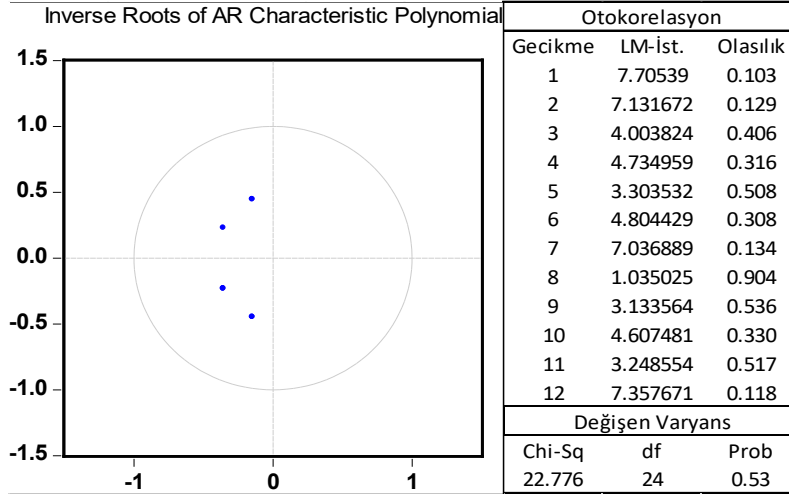
$$\lnihr_t = c_1 + \sum_{i=1}^p d_{1i} \lnys_{t-i} + \sum_{i=1}^p d_{2i} \lnihr_{t-i} + v_{2t} \quad (20)$$

Tablo 4. VAR Gecikme Bilgi Kriteri

Gecikme Uzunluğu	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	279.0486	NA	3.39e-	-4.617476	-4.571018	-4.598609
1	312.8456	65.90412	2.06e-	-5.114093	-4.974718	-5.057492
2	315.1293	4.377161	2.12e-	-	-	-
3	317.3340	4.152132	2.19e-	-5.055566	-4.730359	-4.923498
4	317.5994	0.491106	2.33e-	-4.993324	-4.575200	-4.823522
5	319.8697	4.124339	2.40e-	-4.964495	-4.453455	-4.756960
6	320.5980	1.298787	2.53e-	-4.909967	-4.306010	-4.664697
7	324.4758	6.786061	2.54e-	-4.907929	-4.211056	-4.624926
8	325.3897	1.568932	2.68e-	-4.856495	-4.066706	-4.535758
9	331.3185	9.980186*	2.60e-	-4.888642	-4.005936	-4.530171
10	333.4123	3.454765	2.68e-	-4.856872	-3.881250	-4.460667
11	334.7927	2.231638	2.81e-	-4.813212	-3.744673	-4.379273
12	338.6027	6.032426	2.83e-	-4.810044	-3.648590	-4.338372

Değişkenlere ait VAR modeli tahmini uygun gecikme uzunluğunun tablo 4'te görüldüğü gibi 2 olduğunu dolayısıyla uygun modelin VAR (2) modeli olduğunu ortaya koymaktadır. Fakat VAR(2) modelinin tanılayıcı verilerin ne kadar sağlıklı olduğu belirlenmelidir. Bunun için modelin birim köklerine, değişen varyansına ve otokorelasyon katsayılarına bakılır. Şekilde görüldüğü gibi ilk olarak ters köklerin (AR Roots) birim çember içinde (1'den küçük) kaldığı yani şokların etkisinin zamanla azalacağı anlamına gelmektedir. İkincisi LM istatistiği değerlerinin olasılıkları %10'dan büyüktür yani oto korelasyon problemi yoktur. Üçüncüsü Chi-Sq. istatistiğinin olasılık değeri aynı şekilde %10'dan büyüktür. Bu olasılık değerine göre değişen varyans olmadığını söyleyen boş hipotez reddedilememektedir.

Şekil 3. VAR (2) Modeli Tanısal Sınama



VAR(2) modelinde istikrar koşulları sağlandıktan sonra modelin denklemi ilk olarak notasyon ile daha sonra katsayılar ile aşağıdaki şekilde ifade edilebilir;

$$D(LNIHR) = C(1)*D(LNIHR(-1)) + C(2)*D(LNIHR(-2)) + C(3)*D(LNYS(-1)) + C(4)*D(LNYS(-2)) + C(5)$$

$$D(LNYS) = C(6)*D(LNIHR(-1)) + C(7)*D(LNIHR(-2)) + C(8)*D(LNYS(-1)) + C(9)*D(LNYS(-2)) + C(10)$$

$$D(LNIHR) = -0.612*D(LNIHR(-1)) - 0.144*D(LNIHR(-2)) + 0.497*D(LNYS(-1)) + 0.242*D(LNYS(-2)) + 0.004$$

$$D(LNYS) = -0.011*D(LNIHR(-1)) - 0.034*D(LNIHR(-2)) - 0.4*D(LNYS(-1)) - 0.220*D(LNYS(-2)) + 0.019$$

Bu denklemler kullanılarak denklemden bulunan bağımsız değişken veya değişkenlerin bağımlı değişkeni nasıl ve ne yönde etkileyeceği görülebilir. Bunun için yukarıdaki modeller EKK ile tahmin edilerek katsayıların Wald testi yapılır.

Tablo 5 VAR (2) Modeli EKK Tahmini

	Katsayı	St. Hata	t-ist.	Olasılık
C(1)	-0.612604	0.09756	-6.279264	0
C(2)	-0.144499	0.094373	-1.531151	0.12
C(3)	0.497025	0.218965	2.26988	0.02
C(4)	0.24262	0.223334	1.086358	0.27
C(5)	0.00419	0.011397	0.367587	0.71
C(6)	-0.011018	0.043744	-0.251876	0.80
C(7)	-0.034434	0.042314	-0.813765	0.41
C(8)	-0.400148	0.098179	-4.075716	0.00
C(9)	-0.220012	0.100138	-2.197094	0.02
C(10)	0.01998	0.00511	3.90974	0.00

Eşitlik: $D(LNIHR) = C(1)*D(LNIHR(-1)) + C(2)*D(LNIHR(-2)) + C(3)*D(LNYS(-1)) + C(4)*D(LNYS(-2)) + C(5)$

Gözlem Sayısı: 106

R2	0.360352	Bağımlı Değişkenin Ortalaması	0.006913
Uyarlanmış R2	0.335019	Bağımlı Değişkenin St. Sapması	0.131381
Regresyon St. Hata	0.107136	Hata Kareleri Toplamı	1.159298
Durbin-Watson İst.	2.097118		

Eşitlik: $D(LNYS) = C(6)*D(LNIHR(-1)) + C(7)*D(LNIHR(-2)) + C(8)*D(LNYS(-1)) + C(9)*D(LNYS(-2)) + C(10)$

Gözlem Sayısı: 106

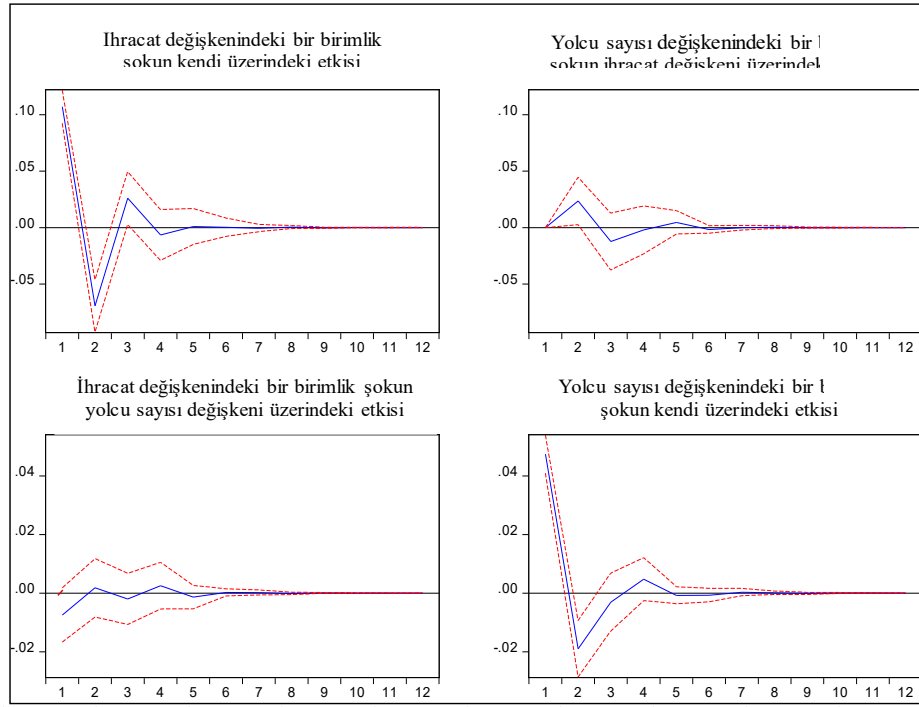
R2	0.151352	Bağımlı Değişkenin Ortalaması	0.012039
Uyarlanmış R2	0.117106	Bağımlı Değişkenin St. Sapması	0.051135
Regresyon St. Hata	0.048037	Hata Kareleri Toplamı	0.233066
Durbin-Watson İst.	2.041151		

İhracat modelinde $c(1)=c(2)=c(3)=c(4)=0$ sınaması ile ihracat ve yolcu sayısı değişkenlerinin gecikmelerinin ihracat değişkeninin birlikte etkilediği görülmektedir. Aynı şekilde yolcu sayısı modelinde $c(6)=c(7)=c(8)=c(9)=0$ sınamasına göre ihracat ve yolcu sayısı değişkenlerinin gecikmeleri yolcu sayısı değişkenini birlikte etkilemektedir.

Tablo 6. Wald Test

Boş Hipotez: $C(1)=C(2)=C(3)=C(4)=0$			
Test Statistic	Değer	df	Olasılık
Chi-square	56.89929	4	0.00
Null Hypothesis: $C(6)=C(7)=C(8)=C(9)=0$			
Test İstatistiği	Değer	df	Olasılık
Chi-square	17.97872	4	0.00

Wald testi sınamalarından sonra VAR modelinde yer alan değişkenlerden birinde cari dönemde meydana gelen 1 birimlik şokun (rassal hata terimlerinden birindeki bir standart hatalık şokun) içsel değişkenlerin cari dönem veya sonraki dönemlerde verdiği dinamik tepkileri ölçmek için etki-tepki fonksiyonlarına bakılmıştır.

Şekil 4. Etki Tepki Fonksiyonları

Şekil 4’de ilk olarak ihracat değişkeninin kendi üzerindeki etkisi verilmiştir. İhracat şoku ilk iki ay kendi üzerinde pozitif etki yaratmakta daha sonra negatif

bölgeye geçmekte, dördüncü aydan itibaren etki istatistiksel olarak anlamsızlaşmakta ve 10'ncu ayda şok kaybolmaktadır. Yani etki ilk iki ay, kırmızı çizgiler sıfır çizgisini içermediği için anlamlı, iki aydan sonra sıfır çizgisini aralığa aldığı için anlamsız hale gelmektedir. İhracat değişkenindeki şok yolcu sayısını ise sadece 1 aylık dönemde istatistiksel olarak anlamlı ve negatif etkilemekte ancak 2. Aydan itibaren kırmızı çizgiler sıfır çizgisini aralığa aldığı için etki istatistiksel olarak anlamsızlaşmaktadır. Benzer şekilde yolcu sayısı değişkeninde meydana gelecek bir standart sapmalı şok ihracat değişkenini ilk iki ay pozitif yönde etkilemekte daha sonra anlamsızlaşmakta ve 10'ncu aydan itibaren şok kaybolmaktadır. Son olarak yolcu değişkeni serisindeki şokun kendi üzerindeki etkisi ilk iki ay pozitif olmakta, 3'ncü ay negatif etki göstermekte ve sonrasında etki istatistiksel olarak anlamsızlaşmaktadır. Belirtildiği gibi tüm şoklar en fazla 9 veya 10 ay civarı etkili olmaktadır.

Etki-tepki analizinden sonra, değişkenlerin kendilerinde ve diğer değişkenlerde meydana gelen şokların kaynaklarını yüzdesel olarak ortaya koyabilmek için varyans ayrıştırmasına bakılabilir. Böylelikle meydana gelecek bir değişimin yüzde kaçının kendisinden, yüzde kaçının diğer değişkenlerden kaynaklandığını görülebilir (Enders, 1995, s. 311). Varyans ayrıştırma analizinde Cholesky metodu kullanılmıştır. Bu metod değişken sıralamasına duyarlıdır. Dolayısıyla bağımsız değişken olduğunu kabul ettiğimiz yolcu sayısı değişkeni sona yazılmıştır.

Tablo 7. Varyans Ayrıştırma

İhracat Değişkeninin Varvans				Yolcu Sayısı Değişkeninin Varvans			
Döne	St.	D(LNIH)	D(LNY)	Döne	St.	D(LNIHR)	D(LNYS)
1	0.1075	100	0	1	0.0469	2.23127	97.76873
2	0.1301	96.61854	3.38147	2	0.0512	1.93790	98.06210
3	0.1333	95.79513	4.20487	3	0.0514	2.08220	97.91780
4	0.1335	95.77556	4.22444	4	0.0518	2.36899	97.63101
5	0.1336	95.60744	4.39257	5	0.0519	2.47581	97.52419
6	0.1337	95.58224	4.41776	6	0.0519	2.47718	97.52282
7	0.1337	95.58175	4.41825	7	0.0519	2.47973	97.52027
8	0.1337	95.58021	4.41979	8	0.0519	2.48092	97.51908
9	0.1337	95.58019	4.41981	9	0.0519	2.48090	97.51910
10	0.1337	95.58014	4.41986	10	0.0519	2.48091	97.51909

Cholesky sıralaması: D(LNIHR)

Tabloda görüldüğü gibi birinci dönemde ihracat değişkeni sadece kendi gecikmeli değerlerinden etkilenmektedir. 2. ayda ise ihracat değişkeninde ortaya çıkan varyansın veya tepkinin %96,6'sını ihracat değişkeninin kendisi, %3,38'ini yolcu sayısı değişkeni açıklamaktadır. Uzun dönemde 10'ncu aya doğru

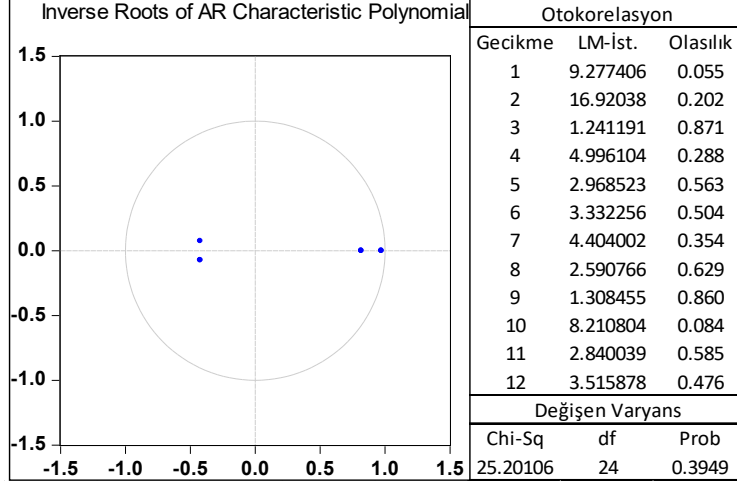
gidildikçe yolcu sayısı değişkeninin %4,41'lik etkiye sahip olduğu görülmektedir. Sağdaki tabloda ise yolcu sayısı değişkeninde ilk dönemde meydana gelen varyansın %97,7'sini kendisi kalan %2,23'lük kısmı ihracat değişkeninden kaynaklanmaktadır. Uzun dönemde ise ihracat değişkeni %2,48'lik açıklama gücüne sahip olmaktadır. Uzun dönemde yolcu sayısı değişkeni %4,41 ile ihracat değişkenine göre (%2,48) daha fazla açıklama yüzdesi olduğu için ihracat değişkeni daha içseldir.

Uygun VAR modeli belirlendikten sonra eş bütünleşmeye bakılmıştır. Seriler düzey değerinde durağan olmadığından, birinci farklarında durağan olduğundan dolayı aralarındaki ilişkiyi sınamak için eş bütünleşme analizinin yapılması gerekmektedir. Böylelikle serilerin uzun dönemde beraber hareket edip etmedikleri tespit edilebilecektir. Ancak eş bütünleşme testine geçmeden önce değişkenlerin “düzey değerlerinin” kullanıldığı VAR modelinde uygun gecikme uzunluğu belirlenmeli ve istikrarlılığı kontrol edilmelidir.

Tablo 8. VAR Gecikme Bilgi Kriteri

Gecikme Uzunluğu	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	13.37401	NA	0.002841	-0.188000	-0.141789	-0.169232
1	296.0803	551.3942	2.84e-05	-4.794716	-4.656082	-4.738412
2	322.4706	50.59958*	1.96e-05*	-5.164804*	-4.933747*	-5.070963*
3	324.8101	4.408317	2.01e-05	-5.137358	-4.813878	-5.005980
4	326.4298	2.998378	2.10e-05	-5.098013	-4.682111	-4.929099
5	326.8848	0.827277	2.22e-05	-5.039418	-4.531093	-4.832968
6	329.4447	4.569777	2.28e-05	-5.015615	-4.414867	-4.771629
7	330.2917	1.484003	2.40e-05	-4.963500	-4.270328	-4.681976
8	332.5076	3.809147	2.48e-05	-4.934010	-4.148416	-4.614951
9	332.9212	0.697222	2.63e-05	-4.874730	-3.996713	-4.518134
10	337.9143	8.253047	2.59e-05	-4.891145	-3.920705	-4.497012
11	341.2841	5.458513	2.63e-05	-4.880728	-3.817866	-4.449059
12	342.0063	1.146052	2.78e-05	-4.826551	-3.671265	-4.357345

Gözlemlerin aylık frekansta olması nedeniyle 12 gecikmeye kadar incelenen karar sürecinde tüm bilgi kriterleri uygun gecikme uzunluğunun 2 olduğunu göstermektedir. Bu yüzden VAR(2) modeli ile analize devam edilmiştir.

Şekil 5. VAR (2) Modeli Tanısal Sınama

Şekilde görüldüğü gibi ters kökler birim çemberin içinde yer almaktadır. Oto korelasyon sorunu sadece ilk gecikmede ve onuncu gecikmede %10'da vardır ancak %1 ve %5'te yoktur. Yani %1 ve %5'te otokorelasyon olmadığı için analize devam edilebilir. Diğer gecikmelerde aynı şekilde olasılık değerlerine göre oto korelasyon sorunu görünmemektedir. Son olarak Chi-Sq. istatistiğinin olasılık değeri aynı şekilde %10'dan büyüktür. Bu olasılık değerine göre değişen varyans olmadığı söylenebilir. Uygun VAR modeli belirlendikten sonra bu modele dayalı Johansen eş bütünleşme testinin sonuçları aşağıdaki gibidir.

Tablo 9. Johansen Eşbütünleşme Testi Sonuçları

	Eşbütünleşme Vektörü	Maksimum Eigenvalue	Trace İst.	Kritik Değer	Olasılık
Model 2	None *	0.177	31.054	20.262	0.001
	At most 1 *	0.091	10.167	9.165	0.032
Model 3	None *	0.092	18.570	15.495	0.017
	At most 1 *	0.074	8.278	3.841	0.004
Model 4	None *	0.151	26.630	25.872	0.040
	At most 1	0.082	9.100	12.518	0.174

Tablo 10. Pantula Prensibi

Rank r	Model 2	Model 3	Model 4
Vektör Yok	31.05 (H ₀ Ret)	18.57 (H ₀ Ret)	26.63 (H ₀ Ret)
En fazla 1 Adet	10.16 (H ₀ Ret)	8.27 (H ₀ Ret)	9.10 (H₀ Kabul)

Eş bütünleşme test sonuçları tablosunda model 2, model 3 ve model 4'e göre trace istatistik değerlerinin kritik değerlerden büyük olduğu ve dolayısıyla "*H₀: Eş bütünleşme yok*" hipotezinin reddedildiği görülmektedir. Böylece değişkenler arasında bir adet eş bütünleşme vektörü olduğu söylenebilir. Tablo 10'da ise Pantula (1989) prensibine göre değerlendirme verilmiştir. Yukarıda bahsedildiği gibi deterministik terimler en kısıtlayıcıdan (model 1) en az kısıtlayıcılığa (model 5) doğru beş farklı şekilde modellenmekte ve eş bütünleşme testine dahil edilmektedir. Ancak model 1 ve 5 pantula prensibinde dikkate alınmaz. Dolayısıyla geriye Tablo10'daki 3 model kalmaktadır. (Ahking, 2002, s. 55). Görüldüğü gibi model 4'te boş hipotez kabul edilmiştir. Değişkenler arasında en fazla 1 adet eş bütünleşme ilişkisi vardır ve uygun modelin model 4 olduğu söylenebilir.

Eş bütünleşme ilişkisi belirlendikten sonra eş bütünleşme katsayıları belirlenebilir. Eş bütünleşik serilerin düzey değerleriyle, sahte regresyon probleminde takılmadan uzun dönemli katsayı tahminlemesi yapılmalıdır. Fakat geleneksel En Küçük Kareler yöntemi kullanıldığı takdirde tutarlı, sapmasız ve etkin olma özelliklerini yitirecektir. İşte bu yüzden Saikkonen (1992) ile Stock ve Watson (1993) "Dinamik En Küçük Kareler" (DOLS) yöntemini, Park (1992) "Kanonik Koentegrasyon Regresyonu" (CCR) ve Phillips ve Hansen (1990) ise "Tam Düzeltmiş En Küçük Kareler Yöntemi" (FMOLS) ni önermişlerdir. Sonuçlar Tablo 11'de raporlanmıştır.

Tablo 11. Eş Bütünleşme Katsayıları

Tahminci	Bağımlı	Katsayı	St.	t-İst.	Olasılık	Düzeltilmiş
FMOLS :	Lnys	0.341	0.067	5.05	0.00	0.36
	c	8.613	0.827	10.40	0.00	
DOLS :	Lnys	0.291	0.073	3.96	0.00	0.34
	c	9.231	0.905	10.19	0.00	
CCR :	Lnys	0.340	0.06	5.12	0.00	0.37
	c	8.625	0.81	10.61	0.00	

Tablo 11'de görüldüğü gibi her üç yönteme göre yolcu sayısı değişkeninin ihracat değişkeni üzerinde uzun dönemde pozitif etkisi vardır ve olasılık değerlerine göre de istatistiksel olarak anlamlıdır. Her üç yönteme göre çıkan

katsayılar birbirine yakındır. Örneğin FMOLS yöntemine göre yolcu sayısındaki 1 birimlik artış ihracatta 0,341 birimlik artışa yol açmaktadır.

Eş-bütünleşme analizi değişkenler arasında uzun dönemli ilişkinin olduğunu göstermesine rağmen nedenselliğin yönü ile ilgili bir bilgi vermemektedir. Granger (1988)'a göre değişkenler arasında eşbütünleşme ilişkisi olduğu tespit ediliyorsa, söz konusu değişkenler arasında en az bir nedensellik ilişkisi olması beklenmektedir. Ancak buradaki nedenselliğin tespiti için Vektör Hata Düzeltme Modeli (ECM) ile yapılmasının daha uygun olacağını belirtmiştir (Şahin, 2019, s. 70). İkinci olarak hata düzeltme katsayısı (Error Correction Term) ve açıklayıcı farklılaştırılmış gecikmeli katsayıların toplamından ortaya çıkan geçici nedenselliğe izin vermesi nedeniyle standart VAR modelinden daha üstündür (D. Yılmaz ve Eryılmaz, 2020, s. 625). Ayrıca eş bütünleşme ilişkisindeki değişkenler kısa veya uzun dönemde denge değerinden sapma gösterebilir. VECM modeli bunu da ortaya koyar. x_t ve y_t gibi durağan olmayan ama eş bütünleşme ilişkisi içinde olan iki seri (ihracat ve yolcu sayısı) olsun. Daha önce bu iki değişken için oluşturulan VAR modeli kompakt formada yazılırsa; $z_t = [x_t ; y_t]$ olmak üzere;

$$Z_t = A_0 + A_1 Z_{t-1} + A_2 Z_{t-2} + \dots + A_p Z_{t-p} + \varepsilon_t \quad (21)$$

Eğer seriler arasında eşbütünleşme ilişkisi varsa VAR modeli VECM şeklinde yazılabilir. Bu model VEC (p-1) şeklinde yazılırsa

$$\Delta y_t = \Upsilon_0 + \Upsilon_1 \Delta y_{t-1} + \dots + \Upsilon_{p-1} \Delta y_{t-(p-1)} + \varphi_1 \Delta x_{t-1} + \dots + \varphi_{p-1} \Delta x_{t-(p-1)} + \delta \varepsilon_{t-1} + u_t \quad (22)$$

Yani bu iki değişken arasındaki nedenselliği test etmek için Δy_t serisi kullanılmalıdır. Burada kısa dönem ile uzun dönem nedensellik ayrıştırılabilir. x_t 'den y_t 'ye kısa dönem nedenselliği test etmek için $H_0: \varphi_1 = \varphi_2 = \dots = \varphi_{p-1} = 0$ (H_0 kabul, kısa dönemde x_t 'den y_t 'ye kısa dönem nedensellik yok) $H_1: \varphi_i = 0$ (H_0 red, en az bir φ_i için kısa dönemde x_t 'den y_t 'ye nedensellik var). Burada $\delta = 0$ ise yani hata düzeltme katsayısı sıfır ise kısa dönem hata düzeltme mekanizması işlemiyor demektir. İşlediği zamanlarda sisteme bir şok geldiğinde bu mekanizma sistemi tekrar dengeye getirecek şekilde çalışır. Daha doğrusu δ katsayısı anlamlı ise kısa dönem dengeden sapmış değişkenleri uzun dönemde tekrar dengeye döndürür. Bu durumda uzun dönem nedensellik ilişkisi şu şekilde yazılabilir;

$H_0: \delta = 0$ (H_0 kabul, sistemdeki diğer değişkenlerden y 'ye uzun dönemde nedensellik yok)

$H_1: \delta \neq 0$ (H_0 red, sistemdeki diğer değişkenlerden y 'ye uzun dönemde

nedensellik var)

Yukarıdaki regresyon denklemlerindeki ECM_{t-1} (yani $\delta\varepsilon_{t-1}$ ifadesi) eşbütünleşme denklemlerinden elde edilen hata terimlerinin bir gecikmeli değerini göstermekte ve hata düzeltme parametresi olarak adlandırılmaktadır. Hata düzeltme parametresinin katsayılarının istatistiksel açıdan anlamlı çıkması, uzun dönem dengesinden kısa dönem sapmaların varlığını gösterir. Literatürde, bu parametrelerin negatif ve istatistiksel açıdan anlamlı olması beklenir. Nedensellik ilişkisinden söz edebilmek için ECM’de gecikmeli değerleri yer alan bağımsız değişkenlerin katsayılarının bütün olarak standart F-istatistiğinin anlamlı olması gerekir (Polat ve Günay, 2012, ss. 207–208). Ancak VEC modeli tahmin edilmeden önce hata düzeltme mekanizmasında hangi değişkenler yer alıp almayacağını belirlemek için zayıf dışsallık (weak exogeneity) testi yapılmalıdır. Oluşturulan modelin işe yaraması, politika belirlenmesinde kullanılabilmesi için modeldeki açıklayıcı değişkenlerin neler olduğunun, hangi değişkenlerin içsel hangilerinin dışsal olduğunun doğru şekilde belirlenmesi önemlidir. Burada model 4 kapsamında kalmak üzere önce eş bütünleşme vektörleri üzerine tanımlayıcı kısıtlar uygulanır, daha sonra zayıf dışsallık testi ile hata düzeltme katsayıları (uyarlama katsayıları) matrisindeki elemanlara sıfır kısıtı uygulanır. Boş hipotez zayıf dışsallık şeklindedir.

Tablo 12. Zayıf Dışsallık Testi

Değişken	Kısıt	Chi-Square	Olasılık
İhracat	$A(1,1) = 0$	0,383	0.53
Yolcu sayısı	$A(2,1) = 0$	5.072	0.02

Görüldüğü gibi değişkenlerin zayıf dışsal olduğunu söyleyen boş hipotez yolcu sayısı değişkeni için %5’te reddedilmektedir. Yolcu sayısı değişkeni bağımsız değişken olarak modelde yer alacaktır.

Tablo 13. Hata Düzeltme Modeli

Eşbütünleşme Denklemi	Katsayılar	Hata Düzeltme Modeli	Katsayılar
LNİHR(-1)	1		-0.01195
	5.911	$\Delta \ln ihr$	(0.0126)
LNYS(-1)	(1.864)		[-0.9436]
	[3.171]		-0.01926
	-0.0477	$\Delta \ln yns$	(0.0053)
@TREND(11M01)	-0.0202		[-3.589]
	[-2.361]		
C	-82.51		

Tablo 13’de bağımlı değişken (ihracat) için bağımsız değişkenin (yolcu sayısı), sabit terimin (c), trend değerinin ve hata düzeltme (ECM_{t-1}) terimlerinin katsayıları ile parantez içinde standart hatalar, köşeli parantez içinde ise t istatistik değerleri $(-0.0192/0.0053 = -3,58)$ verilmiştir. Tabloya göre kısıtlanmamış eş bütünleşme denklemi; $\ln ihr = 5,911 \ln yns - 0,047 trend - 82.5$ şeklinde yazılabilir. Yolcu sayısı değişkeninin t istatistik değeri (3,17) kritik değerlerden (1,64-1,96-2,58) büyüktür yani istatistiksel olarak anlamlıdır. Ancak burada yolcu sayısındaki bir birimlik artış ihracatı 5,911 birim arttırır diyemeyiz çünkü bu katsayının içinde sistemdeki diğer değişkenlerin de etkisi vardır. Ancak işareti yorumlayarak yolcu sayısının ihracat üzerindeki etkisi istatistiki olarak anlamlı ve pozitif diyebiliriz. Tablonun sağında ise hata düzeltme modeli negatif uyarılama katsayıları görülmektedir. İhracat değişkeninin uyarılama katsayısı -0.01195, yolcu sayısının ki -0,01926 şeklindedir ancak sadece yolcu sayısı değişkeninin katsayısı istatistiksel olarak anlamlıdır, yolcu sayısı değişkeninin t istatistik değeri (-3,589) kritik değerlerden (1,64-1,96-2,58) büyüktür yani istatistiksel olarak anlamlıdır. Yolcu sayısı değişkenin katsayısı negatiftir, yani uzun dönem denge değerine azalarak uyum göstermektedir. Dengeden sapmaya neden olan şokun % 1,9’u bu değişken tarafından aylık olarak düzeltilmekte ve dengesizlik uzun dönemde ortadan kalkmaktadır. Yani uzun dönem dengesine uyarılama hızı yaklaşık %2’dir. Uzun dönemde yolcu sayısından ihracat değişkenine nedensellik belirlendikten sonra kısa dönem nedenselliği belirlemek için hata düzeltme modeline dayalı Granger nedensellik testi yapılabilir.

Tablo 14. Hata Düzeltme Modeli Granger Nedensellik Testi

Bağımlı Değişken	Wald İstatistikleri		ECT (-1)	t-İst.
	İhracat	Yolcu Sayısı		
İhracat	-	1.576 (0.45)	-0.01195 (0.0126)	-0.94
Yolcu Sayısı	5.276 (0.07)	-	-0.01926 (0.0053)	-3.58

Tablo 14'te değişkenlerin Wald istatistik değerleri ve parantez içinde de olasılık değerleri görülmektedir. Sonuçlara göre yolcu sayısından ihracat değişkenine doğru kısa dönemde %10 önem düzeyinde (test istatistiği 5,276 ve olasılık 0.07) Granger nedensellik görülmektedir. Buna karşılık ihracat değişkeninden yolcu sayısı değişkenine doğru nedensellik ilişkisi olmadığı sonucuna ulaşılmıştır (olasılık değeri 0,45 yani %10'dan büyüktür).

6. SONUÇ

Türkiye ihracat pazarlarını çeşitlendirme hedefleri doğrultusunda 2005 yılında Afrika açılımı başlatmıştır. Afrika'nın günümüzde uluslararası sistem içerisinde daha etkin rol oynamakta ve küresel sahnede ağırlığı giderek artmakta ticari, ekonomik ve siyasi olarak önem kazanmaktadır. Bu çerçevede Türkiye Afrika Birliğine gözlemci üye olmuş, 2008 yılında Afrika Birliği, Türkiye'yi stratejik ortak ilan etmiş, Türkiye bölgedeki elçilik sayısını artırmış ve pek çok finansal ve ticari işbirliği protokolleri imzalanmış, projeler hayata geçirilmiştir. Bu açılımın ulaştırma ve havacılık ayağını THY yürütmektedir. Bu çalışma kapsamında, THY'nin söz konusu kıtaya yönelik sivil havacılık faaliyetleri kapsamında yürüttüğü politikaların ihracata etkisi yolcu sayısı değişkeni üzerinden eş bütünleşme ve nedensellik analizleri çerçevesinde analiz edilmiştir. Analiz 2011-2020 dönemine ait aylık gözlemlere dayalı olarak gerçekleştirilmiştir. VAR modeli çerçevesinde yapılan analizler doğrultusunda seriler arasında eş bütünleşme ilişkisinin varlığı tespit edilmiştir.

Eş bütünleşme katsayılarını belirlemek için Dinamik En Küçük Kareler (DOLS) yöntemi, Kanonik Koentegrasyon Regresyonu (CCE) ve Tam Düzeltilmiş En Küçük Kareler Yöntemi (FMOLS) kullanılmıştır. Sonuçlara göre her üç yöntemde göre yolcu sayısı değişkeninin ihracat değişkeni üzerinde uzun dönemde pozitif etkisi vardır ve olasılık değerlerine göre de istatistiksel olarak anlamlıdır. Her üç yöntemde göre çıkan katsayılar birbirine yakındır. Örneğin FMOLS yöntemine göre yolcu sayısındaki 1 birimlik artış ihracatta 0,341 birimlik artışa yol açmaktadır.

Nedensellik analizine göre yolcu sayısı değişkeninden ihracat değişkenine doğru kısa dönemde %10 önem düzeyinde Granger nedensellik tespit edilirken, ihracat değişkeninden yolcu sayısına doğru bir nedensellik ilişkisi tespit edilememiştir. Yani tek yönlü nedensellik vardır.

Özetle Türkiye'nin Afrika'ya gerçekleştirdiği ABD doları cinsinden aylık ihracatı ve THY'nin Afrika'ya taşıdığı aylık yolcu sayısı üzerinden yapılan, Birim Kök testleri, VAR analizi, Granger nedensellik analizi ve Eş Bütünleşme analizleri sonucunda, yolcu sayısı değişkeninin ihracat değişkenini pozitif yönde etkilediği sonucuna ulaşılmıştır.

Sivil havacılığın küreselleşmenin hızlanması, teknolojik kabiliyetlerin artması, uygun finansal koşullar, serbestleşen ve rekabete açılan piyasalar sayesinde son yıllarda gerçekleştirdiği ilerleme hem dünyada hem de Türkiye'de ekonomiye, dolayısıyla ticaret hacmine, turizm ve lojistik sektörlerine yaptığı katkıların önemi ortadadır. Sağlıklı ve istikrarlı ihracat performansı aynı zamanda risk yönetimi açısından çok önemli olan, Türkiye'nin ihracat pazarlarını çeşitlendirmesi ve alternatif pazarlara açılması hedefi doğrultusunda gerçekleştirdiği Afrika açılımının ihracat ayağının kuvvetlendirilmesinde THY önemli görevler üstlenmiştir. THY'nin Afrika politikası, Afrika ülkeleri ile imzalanan ikili havayolu anlaşmaları doğrultusunda belirlenen yeni uçuş noktaları, arttırılan frekans sayıları, düzenlenen uçuş tarifeleri, bu sayede ulaşılan ve erişilen yeni Afrika ülkeleri ve şehirlerine yapılan iş ziyaretleri, fuar ve diğer organizasyonlar üzerinden bölge ile Türkiye arasındaki ticari bağlantıların güçlenmesine yardımcı olmaktadır. Diğer yandan Türkiye'de THY'nin sivil havacılık sektöründe pazar payı, ciro, yolcu ve kargo istatistiklerine ait rakamlar onun ağırlığını göstermektedir. Dolayısıyla THY'nin Afrika açılımı kapsamında bölgeye yönelik attığı adımların ihracat artışına benzer biçimde önemli etkilerinin olacağı düşünülmektedir.

7. ÇIKAR ÇATIŞMASI BEYANI

Yazarlar arasında çıkar çatışması bulunmamaktadır.

8. MADDİ DESTEK

Bu çalışmada herhangi bir fon veya destekten yararlanılmamıştır.

9. YAZAR KATKILARI

TG, DV: Fikir

TG: Tasarım

TG: Denetleme

TG, DV: Kaynakların toplanması ve işlenmesi

TG, DV: Analiz ve Yorum

DV: Literatür taraması

DV: Yazıyı yazan

TG: Eleştirel inceleme

10. ETİK KURUL BEYANI VE FİKRİ MÜLKİYET TELİF HAKLARI

Çalışmada etik kurul iznine gerek olmamıştır.

11. KAYNAKÇA

- Ahking, F. W. (2002). Model Mis-specification and Johansen's Co-integration Analysis: an Application to the US Money Demand. *Journal of Macroeconomics*, 24(1), 51–66.
- Alper, C. E. ve Aruoba, S. B. (2001). Makroekonomik Verilerin Mevsimsellikten Arındırılması: Türkiye'deki Uygulamalı Araştırmacılara Dikkat Notu. 12 Haziran 2020 tarihinde http://econweb.umd.edu/~webpace/aruoba/research/paper1/Alper_Aruoba_2001_Turkish.pdf adresinden erişildi.
- Asteriou, D. ve Hall, S. G. (2007). *Applied Econometrics: A Modern Approach Using Eviews and Microfit* (Revised Ed.). New York: Palgrave Macmillan.
- Barışık, S. ve Kesikoğlu, F. (2004). Türkiye'de Bütçe Açıklarının Temel Makroekonomik Değişkenler Üzerine Etkisi (1987-2003 Var, Etki-Tepki Analizi, Varyans Ayrıştırması). *Ankara Üniversitesi SBF Dergisi*, 61(4), 59–82.
- Doane, D. P. ve Seward, L. E. (2011). Measuring Skewness: A Forgotten Statistic? *Journal of Statistics Education*, 19(2).
- Dolado, J. J., Gonzalo, J. ve Marmol, F. (1999). Cointegration. B. H. Baltagi (Ed.), *A Companion to Theoretical Econometrics* içinde (ss. 634–654). Malden: Blackwell Publishing Ltd.
- Dwyer, G. P. (2015). The Johansen Tests for Cointegration. 19 Mayıs 2020 tarihinde <http://www.jerrydwyer.com/pdf/Clemson/Cointegration.pdf> adresinden erişildi.
- Edoho, F. M. (2011). Globalization and Marginalization of Africa: Contextualization of China—Africa Relations. *Africa Today*, 58(1), 103–124.
- Enders, W. (1995). *Applied Econometric Time Series*. New York: Jhon Wiley & Sons.
- Engeloğlu, Ö., Meral, İ. G. ve Kübra, G. (2015). Türkiye İçin Yapılan Nedensellik Uygulamaları Üzerine Literatür Araştırması. *Sosyal Bilimler Araştırma Dergisi*, 4(2), 142–154.
- Engle, R. F. ve Granger, C. W. J. (1987). Co-Integration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 251–276.
- Fırat, M. (2009). Türkiye-Afrika İlişkilerinin Tarihsel Arka Planı ve Afrika Açılımında Sivil Toplum Kuruluşlarının Rolü. *TASAM*. 15 Haziran 2020 tarihinde https://tasam.org/tr-TR/Icerik/3699/turkiye-afrika_iliskilerinin_tarihselarka_plani_ve_afrika_aciliminda_sivil_toplum_kuruluslarinin_rolu adresinden erişildi.
- Gökırmak, H. (2014). Türk Hava Yolları'nın Havacılık Sektöründeki Konumu. *Siyaset, Ekonomi ve Yönetim Araştırmaları Dergisi*, 2(4), 1–29.

- Granger, C. W. J. (1969). Investigating Causal Relations by Econometric Models and Cross-spectral Methods. *Econometrica*, 37(3), 424–438.
- Granger, C. W. J. (1988). Some Recent Development in a Concept of Causality. *Journal of econometrics*, 39(1–2), 199–211.
- Greene, H. W. (1993). *Econometric Analysis* (Second Edi.). Macmillan Publishing Company.
- Johansen, S. (1991). Estimation and Hypothesis Testing of Cointegration Vectors in Gaussian Vector Autoregressive Models. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 1551–1580.
- Kalaycı, S. ve Yazıcı, S. (2016). The Impact of Export Volume and GDP on USA's Civil Aviation in between 1980-2012. *International Journal of Economics and Finance*, 8(1), 229–235.
- Kiso, F. ve Deljanin, A. (2009). Air freight and logistics services. *Promet-Traffic&Transportation*, 21(4), 291–298.
- Korul, V. ve Küçükönel, H. (2003). Türk Sivil Havacılık Sisteminin Yapısal Analizi. *Ege Akademik Bakış Dergisi*, 3(1), 24–38.
- Kutlu, H. A. ve Başar, S. İ. (2015). Hisse Senetlerinin Fiyatları İle İşlem Hacimleri Arasındaki İlişki: Lojistik ve Sivil Havacılık Sektörleri Üzerine Bir Uygulama. *Kafkas Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü Dergisi, Bahar*(15), 91–111. doi:10.9775/kausbed.2015.006
- Kuwonu, F. (2016). Abidjan regains it glamour. *Africa Renewal*, 30(1), 12–13. doi:https://doi.org/10.18356/690cfd22-en
- Lütkepohl, H. (1993). *Introduction to Multiple Time Series Analysis*. Berlin: Springer Science & Business Media.
- Mucuk, M. ve Alptekin, V. (2008). Türkiye'de Vergi ve Ekonomik Büyüme İlişkisi: VAR Analizi (1975-2006). *Maliye Dergisi*, 155(2), 159–174.
- Oktal, H. ve Küçükönel, H. (2007). Dünyada Bölgesel Hava Taşımacılığı ve Türkiye'de Uygulanabilirliği. *Anadolu Üniversitesi Sosyal Bilimler Dergisi*, 7(2), 383–394.
- Özdoğan, M., Tosun, N., Ağalar, F., Eryılmaz, M. ve Aydınuraz, K. (2005). Türkiye'de 1955-2004 Arası Sivil Havacılık Kazalarının Değerlendirilmesi. *Ulus Travma Acil Cerrahi Dergisi*, 11(4), 318–323.
- Özgen, F. B. ve Güloğlu, B. (2004). Türkiye'de İç Borçların İktisadi Etkilerinin VAR Tekniği İle Analizi. *ODTÜ Gelişme Dergisi*, 31(1), 93–114.
- Öztürk, H. (2016). Açılımdan Ortaklığa Türkiye'nin Afrika Politikası. *Al Jazeera Türk*. 11 Haziran 2020 tarihinde <http://www.aljazeera.com.tr/gorus/acilimdan-ortakliga-turkiyenin-afrika-politikasi> adresinden erişildi.
- Pantula, S. G. (1989). Testing For Unit Roots In Time Series Data. *Econometric Theory*, 5, 256–271.
- Park, J. Y. (1992). Canonical Cointegrating Regressions. *Econometrica*, 60(1), 119–143.
- Phillips, P. C. B. ve Hansen, B. E. (1990). Statistical Inference in Instrumental Variables Regression with I (1) Processes. *The Review of Economic Studies*, 57(1), 99–125.

- Phillips, P. C. B. ve Ouliaris, S. (1990). Asymptotic Properties of Residual Based Tests for Cointegration. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 165–193.
- Polat, E. ve Günay, S. (2012). Türkiye’de Turizm ve İhracat Gelirlerinin Ekonomik Büyüme Üzerindeki Etkisinin Testi: Eşbütünleşme ve Nedensellik Analizi. *Süleyman Demirel Üniversitesi Fen Bilimleri Enstitüsü Dergisi*, 16(2), 204–211.
- Şahin, B. E. (2019). Türkiye’de Enflasyon Ve İşsizlik Arasındaki İlişkinin Vektör Hata Düzeltme Modeli İle Analizi. *Mali Çözüm Dergisi*, 29, 63–75.
- Saikkonen, P. (1992). Estimation and Testing Of Cointegrated Systems By An Autoregressive Approximation. *Econometric Theory*, 8(1), 1–27. doi:3532143
- Şen, H. ve Polat, H. (2015). Havayolu Taşımacılığı Kanunlarındaki Değişikliğin Türkiye’deki Havayolu Yolcu Taşımacılığı Üzerine Etkilerinin Araştırılması. *Alphanumeric Journal*, 3(1), 89–98.
- Stock, J. H. ve Watson, M. W. (1993). A Simple Estimator Of Cointegrating Vectors in Higher Order İntegrated Systems. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 783–820.
- Subramanian, A. ve Tamirisa, N. T. (2003). Is Africa Integrated in the Global Economy? *IMF Staff Papers*, 50(3), 352–372. doi:10.2307/4149937
- Tarı, R. (2010). *Ekonometri (6. Baskı)*. Kocaeli: Umuttepe Yayınları.
- Telci, İ. N. (2018). İş Birliğinden Stratejik Ortaklığa: Türkiye-Afrika İlişkileri. *SETA*. 17 Haziran 2020 tarihinde <https://www.setav.org/is-birliginden-stratejik-ortakliga-turkiye-afrika-iliskileri/> adresinden erişildi.
- THY. (2019a). *Faaliyet Raporu*. İstanbul.
- THY. (2019b). 2019 Trafik Verileri. *THY*. 19 Haziran 2020 tarihinde https://investor.turkishairlines.com/documents/ThyInvestorRelations/2019_TRAFIK_WEB.pdf adresinden erişildi.
- THY. (2020). Yolcu Trafik. 4 Mayıs 2020 tarihinde <https://investor.turkishairlines.com/tr/mali-ve-operasyonel-veriler/trafik> adresinden erişildi.
- Torum, O. ve Yılmaz, A. K. (2009). Havacılıkta Sürdürülebilirlik Yönetimi: Türkiye’deki Hava Limanları İçin Sürdürülebilirlik Uygulamaları Araştırması. *Journal of Aeronautics and Space Technologies*, 4(2), 47–58.
- TÜİK. (2020). Dış Ticaret Verileri. 4 Haziran 2020 tarihinde <https://biruni.tuik.gov.tr/disticaretapp/disticaret.zul?param1=5¶m2=0&sitcrev=0&isicrev=0&sayac=5809> adresinden erişildi.
- Turan, Z. (2018). Türkiye’de Tarımsal Mal Ticaretinin ve Hayvancılığın Ekonomik Büyüme Üzerindeki Etkisi (1990-2014). *International Journal Of Disciplines Economics and Administrative Sciences Studies*, 8(4), 200–209.
- Tutulmaz, O. ve Şahin, H. (2014). Türk Havayolu Ulaştırmasının Açılım Dönemine Yönelik Teknik Etkinlik Analizi: Bir Stokastik Sınır Yöntemi Uygulaması. *Çukurova Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*, 18(2).
- Uslu, S. ve Cavcar, A. (2002). Havayolu İşletmelerinde Bir Maliyet Unsuru: Avrupa Hava Sahası’nda Hava Trafik Yol Ücretleri. *Sosyal Bilimler Dergisi*, 2(1), 81–94.

- Van De Vijver, E., Derudder, B. ve Witlox, F. (2014). Exploring causality in trade and air passenger travel relationships: the case of Asia-Pacific, 1980–2010. *Journal of Transport Geography*, 34, 142–150.
- Vetterling, W. T., Teukolsky, S. A., Press, W. H. ve Flannery, B. P. (1992). *Numerical Recipes: The Art Of Scientific Computing* (C. 2). New York: Cambridge University Press.
- World Bank. (2020). Air transport, passengers carried. 4 Haziran 2020 tarihinde <https://data.worldbank.org/indicator/IS.AIR.PSGR> adresinden erişildi.
- Yamaguchi, K. (2008). International Trade and Air Cargo: Analysis of US Export and Air Transport Policy. *Transportation Research Part E: Logistics and Transportation Review*, 44(4), 653–663.
- Yılmaz, A. ve Altay, H. (2016). İthal Ham Petrol Fiyatları ve Döviz Kuru Arasındaki Eşbütünleşme ve Oynaklık Yayılma Etkisinin İncelenmesi: Türkiye Örneği. *Ege Akademik Bakış Dergisi*, 16(4), 655–671.
- Yılmaz, A. ve Ünlü, A. (2018). Effect of Some Macroeconomic Variables on Risk Perception: The Turkish Case. *Hacettepe Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*, 36(4), 117–147.
- Yılmaz, D. ve Eryılmaz, F. (2020). Dünya Ticaret Korumacılığının Finansal Piyasalara Etkisi: Türkiye İçin Bir Analiz. *Third Sector Social Economic Review*, 55(1), 616–635.
- Yolsal, H. (2010). Mevsimsel Düzeltmede Kullanılan İstatistikî Yöntemler Üzerine Bir İnceleme. *Öneri Dergisi*, 9(33), 245–257.
- Yüksel, H. (2014). Sivil Havacılığın Gelişimi Ve Küreselleşme Sürecine Katkıları: Türkiye Örneği. *Süleyman Demirel Üniversitesi Vizyoner Dergisi*, 5(11), 1–20.