

---

# EKONOMETRİDE İLERİ ARAŞTIRMALAR

Editör: Prof.Dr. Erkan ARI

---

**yaz**  
yayınları

# **Ekonometride İleri Arařtırmalar**

**Editör**

Prof. Dr. Erkan ARI

**yaz**  
yayınları

2024

## **Ekonometride İleri Arařtırmalar**

Editör: Prof. Dr. Erkan ARI

---

### **© YAZ Yayınları**

Bu kitabın her türlü yayın hakkı Yaz Yayınları'na aittir, tüm hakları saklıdır. Kitabın tamamı ya da bir kısmı 5846 sayılı Kanun'un hükümlerine göre, kitabı yayınlayan firmanın önceden izni alınmaksızın elektronik, mekanik, fotokopi ya da herhangi bir kayıt sistemiyle çoğaltılamaz, yayınlanamaz, depolanamaz.

---

E\_ISBN 978-625-6171-79-4

Aralık 2024 – Afyonkarahisar

Dizgi/Mizanpaj: YAZ Yayınları

Kapak Tasarım: YAZ Yayınları

YAZ Yayınları. Yayıncı Sertifika No: 73086

M.İhtisas OSB Mah. 4A Cad. No:3/3  
İscehisar/AFYONKARAHİSAR

[www.yazyayinlari.com](http://www.yazyayinlari.com)

[yazyayinlari@gmail.com](mailto:yazyayinlari@gmail.com)

[info@yazyayinlari.com](mailto:info@yazyayinlari.com)

# İÇİNDEKİLER

<b>Brics-T Ülkelerinde Yönetişim Göstergelerinin Bütçe Dengesi Üzerinden Etkileri .....</b>	<b>1</b>
---	----------

*Hilal KURT, Canan GÜNEŞ*

<b>Türkiye'de Dolarizasyon Dinamikleri: Kur Korumalı Mevduat ve Makroekonomik Faktörlerin Etkisi .....</b>	<b>15</b>
--	-----------

*Savaş GAYAKER, Erkan AĞASLAN, Hasan TÜRE*

<b>Maliyet Enflasyonunun Belirleyicileri: Türkiye Üzerine Güncel Bir Uygulama .....</b>	<b>35</b>
---	-----------

*Mehmet ÖZCAN*

<b>Teknoloji Sürecinde Dijitalleşmenin İnovasyona Etkisi.....</b>	<b>57</b>
---	-----------

*Dilek VEYSİKARANİ, Sibel ÖRK ÖZEL*

<b>Çin'den Afrika'ya Gelen Doğrudan Yatırımların Seçilmiş Afrika Ülkelerin Ekonomik Büyümesine Etkisi.....</b>	<b>83</b>
--	-----------

*Semih KARACAN*

<b>Ekonomik Büyüme ve Yenilenebilir Enerji Tüketimi Arasındaki İlişki: Eşbütünleşme ve Nedensellik Testlerinde Kanıtlar .....</b>	<b>99</b>
---	-----------

*İbrahim Sezer BELLİLER*

<b>Türkiye'de Enerji Tüketimi ve CO<sub>2</sub> Yoğunluğu İlişkisi: Eşbütünleşme ve Nedensellik Yaklaşımı .....</b>	<b>117</b>
---	------------

*Ahmet DEMİRALP*

*"Bu kitapta yer alan bölümlerde kullanılan kaynakların, görüşlerin, bulguların, sonuçların, tablo, şekil, resim ve her türlü içeriğin sorumluluğu yazar veya yazarlarına ait olup ulusal ve uluslararası telif haklarına konu olabilecek mali ve hukuki sorumluluk da yazarlara aittir."*

# BRICS-T ÜLKELERİNDE YÖNETİŞİM GÖSTERGELERİNİN BÜTÇE DENGESİ ÜZERİNDEKİ ETKİLERİ<sup>1</sup>

Hilal KURT<sup>2</sup>

Canan GÜNEŞ<sup>3</sup>

## 1. GİRİŞ

Hükümet bütçesi, bir hükümetin belirli bir dönemde gelirlerini ve harcamalarını planladığı ve yönettiği resmi bir belgedir. Hükümet bütçesi genellikle bir mali yıl için hazırlanmakta ve hükümetin gelirleri, harcamaları, borçlanma ve borç ödemeleri gibi durumları içermektedir. Bu noktada, bütçe dengesi, bütçe açığı veya bütçe fazlası ortaya çıkabilmektedir. Makroekonomik istikrarın sağlanması ülkeler açısından önem taşımaktadır. Bu istikrarın sağlanması ülkelerin kurumsal altyapısı ile ilişkilidir. Bütçe dengesinin sağlanması ve bütçe açıklarının giderilmesi konusunda uygulanan politikalar için kurumsal altyapının yeterli düzeyde olmaması risk teşkil etmektedir. Yönetişim göstergeleri ile bütçe dengesi arasındaki ilişki incelendiğinde iyi yönetişime sahip ülkelerde bütçe politikalarının daha etkin bir şekilde uygulanması, bütçe açıklarının kontrol altında tutularak kaynakların adil ve etkili bir şekilde dağıtılması beklenirken, kötü yönetişime sahip ülkelerde bütçe dengesinin bozulması ve bütçenin açık vermesi beklenmektedir (Güvel ve Koç, 2010: 154-158).

BRIC; Brezilya, Rusya, Hindistan ve Çin'in İngilizce adlarının baş harflerinden oluşan bir kısaltma olmakla birlikte ilk olarak 2001 yılında Jim O'Neill tarafından ortaya atılmıştır. Bu ülkeler, dünya ekonomisinin gelişiminde önemli bir rol oynayacakları öngörülen yükselen ekonomiler olarak da anılmaktadır. 2010'da Güney Afrika'nın da eklenmesiyle bu ülkeler BRICS olarak adlandırılmıştır. Goldman Sachs 2003 yılında yayınladığı raporda Türkiye'nin BRICS ülkeleri olarak adlandırılan yükselen

1 Bu çalışma, Çanakkale Onsekiz Mart Üniversitesi, Lisansüstü Eğitim Enstitüsü, Ekonometri Anabilim Dalında tamamlanan "BRICS-T Ülkeleri için Yönetişim Göstergelerinin Bütçe Dengesi Üzerindeki Etkileri: Panel Veri Analizi" başlıklı yüksek lisans tez çalışmasından türetilmiştir.

2 Yüksek Lisans Öğrencisi, Çanakkale Onsekiz Mart Üniversitesi, Lisansüstü Eğitim Enstitüsü, Ekonometri Anabilim Dalı, hilalkurt121@gmail.com, ORCID: 0000-0003-4598-2389.

3 Dr. Öğr. Üyesi, Çanakkale Onsekiz Mart Üniversitesi, İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi, Ekonometri Bölümü, canangunes@comu.edu.tr, ORCID: 0000-0001-9895-7748.

ekonomilere dahil edilmesi gerektiği vurgulanmıştır. Brezilya, Rusya, Hindistan, Çin, Güney Afrika ve Türkiye BRICS-T olarak anılmaya başlanmış ve bu ülke grubu için birçok çalışma gerçekleştirilmiştir (Durmaz, 2022: 33).

Çalışmanın amacı 2002-2021 yıllık verileri ile yönetim göstergelerinin bütçe dengesi üzerindeki etkisini BRICS-T ülkeleri açısından incelemektir. Çalışmanın amacı çerçevesinde bütçe dengesi üzerinde Dünya Bankası tarafından geliştirilen “hükümet etkinliği, yolsuzluğun kontrolü, siyasi istikrar ve şiddetin/terörün yokluğu, düzenleyici kalite, hukukun üstünlüğü, söz hakkı ve hesap verebilirlik” isimli altı yönetim göstergesinin etkisi incelenmektedir. Ancak, bütçe dengesini regresyon analizinde sadece yönetim göstergeleri ile açıklamak mümkün değildir, bu nedenle modele makroekonomik değişkenler de dahil edilmiştir. Söz konusu değişkenler literatür ışığında seçilmiştir. Kişi başına düşen Gayri Safi Yurt İçi Hasıla (GSYİH) büyümesi, enflasyon oranı, dış ticaretin (ihracat ve ithalat) GSYİH içindeki payı, nüfus artış oranı seçilen makroekonomik değişkenlerdir. Ayrıca, çalışmanın yapıldığı dönemde küresel çapta etkili olan iki önemli olay bulunmaktadır: 2008 finansal krizi ve 2020-2021 yıllarında hissedilen Yeni Koronavirüs Hastalığı 2019 (COVID-19) pandemisi.

Literatürde bütçe dengesi üzerine yapılan çalışmalara bakıldığında kurumsal alt yapıların dahil edildiği çalışmaların az olduğu görülmektedir. Bu nedenle çalışmanın literatüre katkısı olacağı düşünülmektedir. Keyifli ve Dağ (2022) çalışmalarında BRICS-T ülkelerinde bütçe açıkları ile yönetim kalitesi arasındaki ilişkiyi nedensellik analizi ile incelemiştir. Söz konusu çalışmadan farklı olarak; bu çalışmada BRICS-T ülkeleri için her bir yönetim göstergesinin bütçe dengesi üzerindeki etkisinin doğrusal panel veri analizi ile incelenmesi araştırmanın özgünlüğü açısından önemlidir.

## 2. LİTERATÜR

Ceyhan ve Koç Yıldız (2017) yaptıkları çalışmada enflasyon ve bütçe açığı arasında uzun dönemde çift yönlü nedensellik bulunurken büyüme ve enflasyon arasında ise uzun dönemde tek yönlü nedensellik ilişkisi bulunmuştur. Barışık ve Kesikoğlu (2015) bütçe açığı, enflasyon, cari açık, yatırım, istihdam ve büyüme arasında ilişki olup olmadığını incelemişlerdir. Bulgulara bakıldığında bütçe açıkları ile büyüme, enflasyon ve cari açıklar arasında ilişki tespit edilmiştir.

Aksu ve Başar (2005) yolsuzlukların bütçe açıkları üzerinde olumsuz bir etki yaratmadığını gözlemlemiştir. Ayrıca nüfus, borç stoku, enflasyon ve reel faiz oranında meydana gelecek artışların bütçe açığını azaltırken; dış ticaret açıkları ve ülkelerin yüzölçümlerinde meydana gelecek artışın bütçe açıklarını artırdığı analiz sonuçlarından çıkarılmıştır.

Bayrak ve Kanca (2013), yaptıkları alıřmada 2008 ekonomik krizinin Trkiye'ye olan etkisini makroekonomik deęiřkenler zerinden incelemiřlerdir. Analiz sonularına bakıldıęında 2008 ekonomik krizi ile bte aıęı, enflasyon, byme oranı, iřsizlik oranı ve ihracatın ithalatı karřılıama oranı arasında anlamlı bir iliřki tespit edilmiřtir. Bte aıęı ile kriz dnemleri arasında pozitif bir iliřki gzlemlenmiřtir.

Arif ve Hussian (2018) yaptıkları alıřmada 1984-2016 dnemi arasında yksek ve dřk gelirli lkeler iin bte aıęının ekonomik ve politik kaynaklarını panel veri analizi kullanarak incelemiřlerdir. Elde edilen sonulara gre, kurumsal deęiřkenlerin hem dřk hem de yksek gelirli lkeler iin bte aıęı zerinde anlamlı etkiye sahip olduęu gzlemlenmiřtir. Bte aıęı ile kiři bařına GSYİH, yolsuzluk, siyasi istikrar, i atıřma ve etnik gerilim arasında anlamlı bir iliřki olduęu tespit edilmiřtir.

Arif ve Arif (2023) yılında yaptıkları alıřmada 1996-2020 arasındaki dnemde 66 lke iin bte aıęını etkileyen deęiřkenleri incelemiřlerdir. Analiz sonularına bakıldıęında kiři bařına GSYİH, enflasyon ve ticaret aıklıęı ile bte aıęları arasında istatistiksel olarak anlamlı bir iliřki tespit edilmiřtir. Nfus artıř hızı ile bte aıęı arasında uzun dnemde negatif bir iliřki gzlenirken, yolsuzlukların artması bte aıęlarını arttırdıęı sonucu da elde edilen bulgular arasındadır. Ayrıca siyasi istikrarın, brokratik kalitenin artmasının, demokratik hesap verebilirlięin ve hukuk stnlęnn bte aıęını azalttıęı sonucu da bulgular arasında yer almaktadır.

Javid vd. (2011) tarafından yapılan alıřmada, Gney Asya ve Gney-doęu Asya lkeleri Birlięi (ASEAN) lkelerinin 1984-2010 dnemi iin ekonomik, siyasi ve kurumsal kaynakların bte aıęı zerindeki etkileri tahmin edilmiřtir. Elde edilen sonulara gre, enflasyonun yksek olması btede istikrarsızlıęa yol amaktadır. Ayrıca, yksek yolsuzluk oranları, dřk kurumsal kalite ve atıřmaların bte aıęı zerinde daha fazla dalgalanmaya neden olduęu gzlemlenmiřtir.

Gvel ve Ko (2010) bte aıęlarının politik ve kurumsal belirleyicileri zerine geliřmekte olan lkeler iin alıřma yapmıřlardır. Tahmin sonularına gre, politik faktrler modelinde kullanılan ekonomik zgrlk dzeyi, hukuk sisteminin etkinlięi, kamusal reglasyonların yk, kamusal harcamalardaki savurganlık ve politik istikrar deęiřkenleri, bte aıęları zerinde etkili olan deęiřkenler olarak belirlenmiřtir. Ayrıca ilgili deęiřkenler ile bte aıęları arasında negatif bir iliřkinin olduęunu ortaya koymaktadır.

Barıř (2015) 28 Avrupa Birlięi (AB) lkesi ve Trkiye iin 2002-2012 yılları arasındaki veriler kullanarak bte aıęının ynetiřim gstergeleri ile iliřkisini incelemiřtir. Analizler sonucunda, hkmet etkinlięi, siyasi



istikrar ve şiddetin/terörün yokluğu ve hukuk üstünlüğü ile bütçe açıkları arasında negatif bir ilişki gözlemlenmiştir. Yolsuzluğun kontrolü, söz hakkı ve hesap verebilirlik ve düzenleyici kalite ile bütçe açıkları arasında anlamlı bir ilişki olmadığı analiz edilmiştir. Kamu borç stoku ve ekonomik büyüme için bakıldığında ise kamu borç stokunda azalış olması durumunda ve ekonomik büyümede meydana gelecek artışlar bütçe açıklarını azalttığı yönünde bulgulara ulaşılmıştır. Kamu borç stoku ve ekonomik büyüme arasında ise istatistiksel olarak anlamlı bir ilişki olduğu tespit edilmiştir.

Barişık ve Barış (2017) yaptıkları çalışmada 2002-2014 dönemlerinde 123 gelişmekte olan ülkeler için yönetişimin bütçe açığı üzerindeki etkileri gözlemlenmiştir. Elde edilen bulgulara göre, söz hakkı ve hesap verebilirlik, siyasi istikrar ve düzenleyici kalite ile bağımlı değişken arasında istatistiksel olarak anlamlı bir ilişki tespit edilmiştir. Hükümet etkinliği, hukukun üstünlüğü ve yolsuzluğun kontrolü ile bütçe açığı arasında istatistiksel olarak anlamlı bir ilişki tespit edilememiştir.

Keyfili ve Dağ (2022) yaptıkları çalışmada demokratik ve teknik kalitenin bütçe açığı üzerindeki etkisini incelemişlerdir. Analiz sonuçlarında Çin ve Hindistan için bütçe açığı ile demokratik ve teknik kalite arasında nedensellik ilişkisi gözlemlenmemiştir. Demokratik kalitenin bütçe açığı üzerindeki etkisine bakıldığında ülke bazında, Türkiye ve Rusya için bütçe açığından demokratik kaliteye doğru tek yönlü, Brezilya için demokratik kaliteden bütçe açığına doğru bir nedensellik ilişkisi bulunmuştur. Teknik kalite için analiz sonuçlarına bakıldığında ise, Güney Afrika ve Brezilya için bütçe açığından teknik kaliteye doğru tek yönlü, Rusya için teknik kaliteden bütçe açığına doğru tek yönlü nedensellik ilişkisi tespit edilirken Türkiye için çift yönlü nedensellik ilişkisi tespit edilmiştir.

### 3. VERİ SETİ

Bütçe açıklarına ilişkin literatür incelendiğinde bütçe açığı ile makroekonomik faktörler ve kurumsal, yönetsel kalite arasında anlamlı ilişkiler olduğu görülmektedir. Çalışmanın amacı çerçevesinde bütçe dengesi üzerinde Dünya Bankası tarafından geliştirilen “hükümet etkinliği, yolsuzluğun kontrolü, siyasi istikrar ve şiddetin/terörün yokluğu, düzenleyici kalite, hukukun üstünlüğü, söz hakkı ve hesap verebilirlik” isimli altı yönetim göstergesinin etkisi incelenmektedir. Bütçe dengesini regresyon analizinde sadece yönetim göstergeleri ile açıklamak mümkün olmadığı için modele kontrol değişkeni olarak makroekonomik değişkenler de dahil edilmiştir. Söz konusu değişkenler literatür çerçevesinde belirlenmiştir. Kişi başına düşen GSYİH büyümesi, enflasyon oranı, dış ticaretin (ihracat ve ithalat) GSYİH içindeki payı, nüfus artış oranı seçilen makroekonomik değişkenlerdir. BRICS-T ülkeleri için bütçe dengesi, makroekonomik de-

ğışkenler ve yönetim göstergelerine ait veriler IMF ve Dünya Bankası veri tabanlarından derlenmiştir. Tablo 1’de değışkenlere ilişkin bilgiler yer almaktadır.

*Tablo 1. Değışkenlere Ait Bilgiler*

<b>Değışken</b>	<b>Açıklama</b>	<b>Veri Kaynağı</b>
<b>BD</b>	Bütçe Dengesi (Genel hükümet net ödünç alma/borçlanma) (% değışim)	IMF
<b>KBGSYİH</b>	Kiři Başına GSYİH büyümesi (yıllık %)	Dünya Bankası
<b>ENF</b>	Enflasyon, Ortalama Tüketici Fiyatları (%)	IMF
<b>TİC</b>	Ticaret Hacmi (ithalat ve ihracat toplamı) (GSYİH %’si)	Dünya Bankası
<b>NÜF</b>	Nüfus Artışı (yıllık %)	Dünya Bankası
<b>HE</b>	Hükümet Etkinliğı	Dünya Bankası
<b>YK</b>	Yolsuzluğun Kontrolü	Dünya Bankası
<b>Sİ</b>	Siyasi İstikrar ve Şiddetin/Terörün Yokluğu	Dünya Bankası
<b>DK</b>	Düzenleyici Kalite	Dünya Bankası
<b>HÜ</b>	Hukukun Üstünlüğü	Dünya Bankası
<b>SH</b>	Söz Hakkı ve Hesap Verebilirlik	Dünya Bankası
<b>FİNK</b>	Finansal Kriz Kuklası (2008 yılı için 1, diđer yıllar için 0)	-
<b>COVK</b>	COVID-19 Pandemisi Kuklası (2020 ve 2021 yılları için 1, diđer yıllar için 0)	-

Arařtırmanın kapsadığı 2002-2021 döneminde tüm dünyada olduđu gibi BRICS-T ülkelerinde de etkisi oldukça hissedilen iki dönem bulunmaktadır. Bunlardan ilki 2008 yılında gerçekleşen finansal kriz, diđerisi ise 2019 döneminde başlayıp 2020 yılı itibariyle tüm dünyada yaşanan COVID-19 pandemisidir. Bu iki dönem de ülke ekonomileri ve dolayısıyla bütçe dengeleri üzerinde önemli etkiler yaratmıştır. Bu bağlamda çalışmada makroekonomik değışkenler ve yönetim göstergelerinin yanında finansal kriz ve COVID-19 pandemisi kuklaları da modellere dahil edilmiştir.

Tablo 2. Tanımlayıcı İstatistikler

Değişken	Ortalama	St.Sapma	Minimum	Maksimum
<b>BD</b>	-3.518	3.829	-12.880	7.804
<b>KBGSYİH</b>	3.777	4.059	-7.828	13.636
<b>ENF</b>	6.983	5.412	-0.737	45.134
<b>TİC</b>	46.039	11.163	22.106	71.082
<b>NÜF</b>	0.857	0.543	-0.460	2.074
<b>HE</b>	0.005	0.301	-0.602	0.809
<b>YK</b>	-0.332	0.368	-1.141	0.484
<b>Sİ</b>	-0.656	0.457	-2.007	0.328
<b>DK</b>	-0.066	0.335	-0.583	0.820
<b>HÜ</b>	-0.270	0.337	-1.011	0.181
<b>SH</b>	-0.231	0.836	-1.749	0.770
<b>FİNK</b>	0.050	0.219	0	1
<b>COVK</b>	0.100	0.301	0	1

Değişkenlere ait tanımlayıcı istatistikler Tablo 2’de yer almaktadır. Ortalama bütçe dengesine bakıldığında negatif olduğu yani BRICS-T ülkelerinde 2002-2021 döneminde ortalama olarak bütçelerin açık verdiği söylenebilmektedir. Yönetişim göstergeleri incelendiğinde hükümet etkinliği dışında diğer beş göstergenin ortalamasının negatif olduğu, diğer bir değişle söz konusu dönemde ülkelerin bu göstergeler bağlamında iyi bir performans göstermedikleri görülmektedir.

#### 4. AMPİRİK BULGULAR

Doğrusal panel veri modelleri ile çalışırken öncelikle birim ve/veya zaman etkilerin varlığı araştırılmalıdır. Bu doğrultuda çalışmada birim ve/veya zaman etkilerin varlığına ilişkin testler, sadece makroekonomik değişkenlerin açıklayıcı değişken olarak yer aldığı panel veri modellerine uygulanmıştır. Tablo 3’te birim ve/veya zaman etkilerin varlığına ilişkin sabit etkiler varsayımı altında kullanılan F testi ve tesadüfi etki varsayımı altında kullanılan LR testi sonuçlarına yer verilmiştir.

Tablo 3. F ve LR Test Sonuları

	Hipotez	Test İstatistiđi	Olasılık Deđeri	Karar
F testi		26.57 <sup>a</sup>	0.0000	Birim etki var
		3.24 <sup>a</sup>	0.0001	Zaman etki var
LR testi		66.24 <sup>a</sup>	0.0000	Birim etki var
		11.15 <sup>a</sup>	0.0000	Zaman etki var

**Not:** a, b ve c sırasıyla %1, %5 ve %10 anlamlılık düzeyinde istatistiksel olarak anlamlıdır.

Tablo 3'te yer alan F testi ve LR testi sonularına gre hem sabit hem de tesadüfi etkiler varsayımı altında iki yönlü etki söz konusudur. Doğrusal panel veri modellerinde doğal afetler, ekonomik krizler gibi nedenlerle zaman etki görülebilmektedir. Bu noktada modelde zaman etkiye neden olan yılları tespit etmek amacıyla Gölge Deđişkenli En Küçük Kareler (GDEKK) ile İki Yönlü Model tahmin edilmiştir. Tablo 4'te yer alan iki yönlü modelde zaman kuklalarından; 2008, 2020 ve 2021 yıllarına ait kukla deđişkenlerin katsayıları istatistiksel olarak anlamlı olup, diđer kuklaların katsayıları anlamsızdır.

2008 finansal krizi; ABD'de konut piyasasındaki balonun patlaması sonucu ortaya çıkmış ve kısa sürede küresel ölçekte finansal çöküşe neden olmuştur. Finansal krizler ülkelerin bütçe dengelerini olumsuz yönde etkileyerek ekonomik istikrarlarında bozulmalara yol açmaktadır. Bu noktada 2008 yılına ait kuklanın istatistiksel olarak anlamlı olması beklentilere uygundur. 2008 yılının yanında 2020 ve 2021 yıllarına ait kuklalar da anlamlı sonular vermiştir. 2019 yılının sonlarına doğru Çin'de görülen yeni bir koronavirüs, 2020'de tüm dünyaya yayılmıştır. COVID-19 pandemisi döneminde sađlık hizmetlerinin iyileştirilmesi, artan işsizlik ile mücadele ve ekonomik destekler nedeniyle, hükümetler bütçelerinden önemli miktarlarda kaynak ayırmak zorunda kalmıştır. Bu harcamalar bütçe açıklarının artmasına neden olmuştur. COVID-19 pandemisinin etkileri 2020 itibari ile başlamış ve 2021 boyunca da devam etmiştir. Bu bağlamda zaman etkisini tahmin edilecek modellere dahil etmek amacıyla iki kukla deđişken yaratılmıştır. Bunlardan ilki 2008 yılı için 1, diđer yıllar için 0 deđerini alan finansal kriz kuklasıdır. Diđeri ise 2020 ve 2021 yılları için 1, diđer yıllar için 0 deđerini alan COVID-19 pandemisi kuklasıdır.

Tablo 4. GDEKK ile İki Yönlü Model Bulguları

Bağımlı değişken: BD	Katsayı	Standard Hata
KBGSYİH	0.410 <sup>a</sup>	0.076
ENF	-0.179 <sup>a</sup>	0.041
TİC	0.056 <sup>b</sup>	0.028
NÜF	-2.587 <sup>a</sup>	0.787
Sabit terim	-4.319 <sup>a</sup>	1.564
<b>Yıl Kuklları (Temel Sınıf: 2002)</b>		
2003	-0.472	0.941
2004	-0.086	1.003
2005	1.531	0.998
2006	1.628	1.014
2007	1.635	1.011
2008	2.265 <sup>b</sup>	0.993
2009	0.511	1.045
2010	-1.043	0.987
2011	0.878	0.988
2012	1.327	1.002
2013	0.732	0.996
2014	1.020	1.009
2015	0.494	0.993
2016	-0.145	1.008
2017	-1.106	1.024
2018	-0.079	1.023
2019	-0.121	1.034
2020	-3.251 <sup>a</sup>	1.209
2021	-2.961 <sup>a</sup>	1.036
N= 6    T=20    F(23,91)=10.72*** $\sigma_x=2.526$ $\sigma_e=1.614$		

**Not:** a, b ve c sırasıyla %1, %5 ve %10 anlamlılık düzeyinde istatistiksel olarak anlamlıdır.

Çalışmanın temel amacı BRICS-T ülkelerinde yönetişimin göstergelerinin bütçe dengesi üzerinde yarattığı etkileri modellemektir. Makroekonomik değişkenler ve kriz kukllarının yer aldığı modele, Dünya Bankası tarafından hesaplanan altı yönetim göstergesi birlikte açıklayıcı değişken olarak eklendiğinde modelde çoklu doğrusal bağlantı sorunu ile karşılaşılacaktır. Bunun nedeni yönetişim göstergelerinin kendi aralarındaki korelasyonunun yüksek olmasıdır. Makroekonomik değişkenler ve zaman kuklları bütçe dengesi üzerinde etkili olan kontrol değişkenleri

olarak tespit edilmiř ve bu temel model olarak belirlenmiřtir. Temel modelde altı gosterenin ayrı ayrı dahil edilmesi ile temel model dahil toplam yedi model tahmin edilmiřtir. Söz konusu modellere iliřkin bulgular Tablo 5 ve 6'da yer almaktadır.

Doğrusal panel veri modellerinde sağlanmaması durumunda, tahmincilerin etkinliđinin bozulmasına neden olan üç varsayım bulunmaktadır. Bu varsayımlar; hata terimlerinin eş varyanslı olması, hata terimlerinde otokorelasyon bulunmaması ve birimler arası korelasyon olmamasıdır. Driscoll-Kraay (1998) tarafından geliřtirilen dirençli standart hatalar; deđişen varyans, otokorelasyon ve birimler arası korelasyona karşı dirençli tahminler vermektedir. Bu nedenle Driscoll-Kraay dirençli standart hataları ile Tablo 5 ve 6'da yer alan yedi model tahmin edilmiřtir.

Tablo 5 ve 6'da yer alan yedi modelin her biri için sabit etkiler (SE) varsayımı altında Grup İçi Tahmin (GİT) yöntemi ve tesadüfi etkiler (TE) varsayımı altında Genelleřtirilmiř En Küçük Kareler (GEKK) yöntemi ile model tahminlerine yer verilmiřtir. Tablonun en alt satırında modeller için hesaplanan Dirençli Hausman testi sonuçları yer almaktadır. temel hipotezinin sıandıđı Dirençli Hausman test sonuçlarına göre tüm modellerde tesadüfi etkinin uygun olduđu sonucuna ulařılmıřtır.

Tablo 5. Model Tahmin Sonuçları

Bađımlı D: BD	Model 1		Model 2		Model 3	
	SE	TE	SE	TE	SE	TE
KBGSYİH	0.438 <sup>a</sup>	0.426 <sup>a</sup>	0.438 <sup>a</sup>	0.161 <sup>a</sup>	0.385 <sup>a</sup>	0.166 <sup>a</sup>
ENF	-0.196 <sup>a</sup>	-0.193 <sup>a</sup>	-0.192 <sup>a</sup>	-0.066	-0.160 <sup>a</sup>	-0.023
TİC	0.084 <sup>a</sup>	0.086 <sup>a</sup>	0.119 <sup>a</sup>	0.100 <sup>b</sup>	0.141 <sup>a</sup>	0.109 <sup>a</sup>
NÜF	-2.163 <sup>b</sup>	-2.355 <sup>c</sup>	-1.709 <sup>c</sup>	-3.936 <sup>a</sup>	-1.506 <sup>b</sup>	-5.560 <sup>a</sup>
FİNK	1.766 <sup>a</sup>	1.744 <sup>a</sup>	1.477 <sup>a</sup>	1.227 <sup>a</sup>	1.139 <sup>a</sup>	0.895 <sup>b</sup>
COVK	-3.366 <sup>a</sup>	-3.444 <sup>a</sup>	-3.368 <sup>a</sup>	-4.387 <sup>a</sup>	-3.217 <sup>a</sup>	-4.726 <sup>a</sup>
Sabit terim	-5.583 <sup>a</sup>	-5.453	-7.601 <sup>a</sup>	-4.525 <sup>c</sup>	-7.324 <sup>a</sup>	-2.541
HE			2.269 <sup>b</sup>	0.189		
YK					4.359 <sup>a</sup>	3.801 <sup>a</sup>
Sİ						
DK						
HÜ						
SH						
Hausman	0.020		10.01		11.90	

**Not:** Driscoll-Kraay standart hataları ile tahmin edilmiřtir. SE, sabit etkileri; TE, tesadüfi etkileri göstermektedir. a, b ve c sırasıyla %1, %5 ve %10 anlamlılık düzeyinde istatistiksel olarak anlamlıdır.

Tablo 6. Model Tahmin Sonuçları

Bağımlı D: BD	Model 4		Model 5		Model 6		Model 7	
	SE	TE	SE	TE	SE	TE	SE	TE
KBGSYİH	0.433 <sup>a</sup>	0.192 <sup>a</sup>	0.391 <sup>a</sup>	0.240 <sup>a</sup>	0.441 <sup>a</sup>	0.163 <sup>a</sup>	0.445 <sup>a</sup>	0.208 <sup>a</sup>
ENF	-0.199 <sup>a</sup>	-0.034	-0.188 <sup>a</sup>	-0.075	-0.195 <sup>a</sup>	-0.076	-0.195 <sup>a</sup>	-0.077
TİC	0.092 <sup>a</sup>	0.114 <sup>a</sup>	0.109 <sup>a</sup>	0.080 <sup>b</sup>	0.070 <sup>a</sup>	0.096 <sup>a</sup>	0.079 <sup>a</sup>	0.110 <sup>a</sup>
NÜF	-2.169 <sup>b</sup>	-3.802 <sup>a</sup>	-1.357 <sup>a</sup>	-5.015 <sup>a</sup>	-2.145 <sup>b</sup>	-3.106 <sup>b</sup>	-2.216 <sup>c</sup>	-4.508 <sup>a</sup>
FİNK	1.674 <sup>a</sup>	0.962 <sup>b</sup>	1.365 <sup>a</sup>	1.107 <sup>b</sup>	1.836 <sup>a</sup>	1.273 <sup>a</sup>	1.822 <sup>a</sup>	1.186 <sup>a</sup>
COVK	-3.379 <sup>a</sup>	-4.260 <sup>a</sup>	-2.771 <sup>a</sup>	-3.885 <sup>a</sup>	-3.364 <sup>a</sup>	-4.176 <sup>a</sup>	-3.480 <sup>a</sup>	-4.320 <sup>a</sup>
Sabit terim	-5.443 <sup>a</sup>	-4.617 <sup>b</sup>	-7.089 <sup>a</sup>	-2.608	-5.263 <sup>a</sup>	-5.434 <sup>a</sup>	-5.457 <sup>a</sup>	-4.418 <sup>c</sup>
HE								
YK								
Sİ	0.651	1.503 <sup>b</sup>						
DK			3.769 <sup>a</sup>	4.886 <sup>a</sup>				
HÜ					-1.068	-1.514		
SH							-0.599	0.731
Hausman	11.75		8.34		10.51		11.20	

**Not:** Driscoll-Kraay standart hataları ile tahmin edilmiştir. SE, sabit etkileri; TE, tesadüfi etkileri göstermektedir. a, b ve c sırasıyla %1, %5 ve %10 anlamlılık düzeyinde istatistiksel olarak anlamlıdır.

Analiz sonuçları Model-1 için incelendiğinde SE ve TE modellerinin benzer sonuçlar verdiği görülmektedir. Kişi başına GSYİH büyümesi, enflasyon, ticaret hacmi, nüfus artışı, finansal kriz kuklası ve COVID-19 pandemisi kuklası istatistiksel olarak anlamlı bulunmuştur. Kişi başına GSYİH büyümesi değişkeninde artışın, bütçe dengesinde artışa sebep olduğu belirlenmiştir. Enflasyon ile bütçe dengesi arasında negatif yönlü bir ilişki tespit edilmiştir. Bu negatif katsayı, enflasyondaki artışların genel hükümetin net borçlanma durumunu olumsuz bir şekilde etkilediğini göstermektedir. Yani, enflasyonun artması durumunda genel hükümetin borçlanma gereksinimi artmakta ya da kamu gelirleri azalmaktadır, bu da bütçe açıklarının genişlemesine yol açmaktadır.

Ticaret hacmi ile bütçe dengesi arasında pozitif bir ilişki olduğu sonucuna varılmıştır. Bu noktada ticaret hacminde meydana gelecek artışın, bütçe dengesini artırdığı gözlemlenmiştir. Nüfus artışı değişkeninin katsayısının negatif olduğu belirlenmiştir. Bu durum nüfus artışının bütçe açıklarını artırdığı anlamına gelmektedir.

Finansal kriz ile bütçe dengesi arasında pozitif bir ilişki tespit edilmiştir. Bayrak ve Kanca (2013)'nın çalışmalarında finansal krizler ile bütçe

dengesi arasında benzer bir eğilim tespit edilmiştir. COVID-19 pandemisi ile bütçe dengesi arasında ise negatif bir ilişki olduğu tespit edilmiştir. Negatif bir katsayı olması COVID-19'un bütçe dengesini olumsuz yönde etkilediği anlamına gelmektedir. Pandeminin ortaya çıkması ve alınan kısıtlayıcı tedbirler genel hükümetin borçlanma ve harcama politikalarını negatif yönde etkilemiştir. Salgın döneminde ekonomik faaliyetlerin kısıtlanması ve ekonomik belirsizliğin artması, hükümetlerin gelirlerinde düşüşe neden olmuş ve bütçe dengesini bozmuştur.

Model-2'de makroekonomik göstergelere ek olarak yönetim göstergelerinden hükümet etkinliği modele dahil edilmiştir. Yönetim göstergelerinden modele dahil edilen hükümet etkinliğinin katsayısı, SE modelinde anlamlı ve pozitif iken TE modelinde istatistiksel olarak anlamsızdır. Pozitif bir katsayı olması, hükümet etkinliğindeki artışın bütçe dengesini olumlu yönde etkilediğini ifade etmektedir. Başka bir ifade ile daha etkili bir hükümetin bütçe açıklarını azaltma ve bütçe dengesini sağlama konusunda daha başarılı olması beklenmektedir. Etkili bir hükümet, vergi toplama ve harcama politikalarını daha verimli bir şekilde yönetebilir ve böylece bütçe açıklarını kontrol altında tutabilir.

Model-3'te yönetim göstergelerinden yolsuzluğun kontrolü modele dahil edilmiştir. Kamu gücünün kötüye kullanılmasını ifade eden yolsuzluk için yapılan analiz sonuçlarına göre, yolsuzluk kontrolünde meydana gelecek artışın bütçe dengesini artıracakı belirlenmiştir. Yolsuzluklar genellikle kaynak israfı ve kamu fonlarının kötüye kullanılması ile ilişkilidir. Bu tür olumsuz faaliyetler, bütçe dengesini olumsuz yönde etkilemekte ve bütçe açığının artmasına neden olabilmektedir. Yolsuzluğun azaltılması, bütçe dengesinin iyileştirilmesine ve kamu kaynaklarının daha etkin bir şekilde kullanılmasına katkıda bulunabilir. Bu bağlamda, yolsuzlukla mücadele politikalarının ve şeffaflık önlemlerinin uygulanması, kamu yönetiminde ve politika yapımında önemli görülmektedir.

Model-4'te makroekonomik değişkenlere ek olarak siyasi istikrar ve şiddetin/terörün yokluğu değişkeni modele dahil edilmiştir. Siyasi istikrar ve şiddetin/terörün yokluğu değişkenine ilişkin katsayı SE modelinde anlamsız iken TE modelinde anlamlı ve pozitifdir. Pozitif bir katsayı olması siyasi istikrardaki artışın bütçe dengesini olumlu yönde etkilediğini göstermektedir. Diğer bir deyişle, siyasi istikrardaki artışın bütçe açıklarını azaltma potansiyeline sahip olduğu ifade edilebilir.

Model-5, düzenleyici kalite değişkeni eklenerek oluşturulmuştur. Düzenleyici kalitenin katsayısı hem SE hem de TE modellerinde istatistiksel olarak anlamlı ve pozitif işaretli olarak tespit edilmiştir. Haksız rekabet uygulamaları, hükümet müdahaleleri ve vergi etkinliği gibi unsurları içeren düzenleyici kalite, hükümetin özel sektörün gelişimine yönelik gerekli



politika ve düzenlemeleri oluşturması ve uygulaması kapasitesine ilişkin algıların değerlendirilmesini ifade etmektedir. Bu bağlamda düzenleyici kalitenin olumlu yönde gelişmesi bütçe açıkları üzerinde azaltıcı bir etki yaratmaktadır

Model-6’da hukukun üstünlüğü göstergesi, Model-7’de ise söz hakkı ve hesap verebilirlik değişkeni mevcut makroekonomik göstergeler ile birlikte modele dahil edilmiştir. Hukukun üstünlüğü ve söz hakkı ve hesap verebilirlik için bütçe dengesi ile aralarında istatistiksel olarak anlamlı bir ilişki tespit edilememiştir.

## 5. SONUÇ VE DEĞERLENDİRME

Çalışmada 2002-2021 yılları arasındaki veriler ile BRICS-T ülkeleri özelinde panel veri analizi kullanılarak yönetim göstergelerinin bütçe dengesi üzerindeki etkisi incelenmiştir. Çalışmada bağımlı değişken olarak bütçe dengesi kullanılmıştır. Yönetim göstergeleri olarak Dünya Bankası tarafından geliştirilen hükümet etkinliği, yolsuzluğun kontrolü, siyasi istikrar ve şiddetin/terörün yokluğu, düzenleyici kalite, hukukun üstünlüğü, söz hakkı ve hesap verebilirlik isimli altı yönetim göstergesi kullanılmıştır. Regresyon analizinde bütçe dengesini yalnızca yönetim göstergeleriyle açıklamak mümkün değildir. Bu nedenle literatür çerçevesinde belirlenen, kişi başına düşen GSYİH, enflasyon oranı, dış ticaretin GSYİH içindeki payı ve nüfus artış oranı makroekonomik değişkenler olarak modele dahil edilmiştir. Ayrıca modele 2008 finansal kriz kuklası ve 2020 ve 2021 yıllarına ait COVID-19 pandemisi kukla değişkenleri eklenmiştir.

Analiz bulguları, yönetim göstergelerinden hükümet etkinliği, yolsuzluğun kontrolü, siyasi istikrar ve şiddetin/terörün yokluğu ve düzenleyici kalitenin bütçe dengesi üzerinde arttırıcı etkisi olduğunu göstermektedir. Makroekonomik değişkenlerden ise kişi başına GSYİH ve ticaret hacmi bütçe dengesi üzerinde pozitif etki yaratırken; enflasyon ve nüfus değişkenleri negatif etki yaratmaktadır. Ayrıca ekonomik krizler ve salgınlar da bütçe dengesinde belirleyici faktörler olarak karşımıza çıkmaktadır. Bu bağlamda, bütçe dengesinin sağlanması için izlenen politikaların bu göstergelerin iyileştirilmesiyle desteklenmesi gerekmektedir.

Kişi başına GSYİH ve ticaret hacmini arttırıcı, enflasyon ve nüfus artışını azaltıcı politikaların yanında hükümet etkinliği, yolsuzluğun kontrolü, siyasi istikrar ve şiddetin/terörün yokluğu ve düzenleyici kalite göstergelerini iyileştirici yönde geliştirilecek politikalar bütçe açıklarının azaltılmasını hatta bütçenin fazla vermesini destekleyecektir.

## KAYNAKÇA

- Aksu, H., Bařar, S. (2014), Yolsuzlukların Bütçe Açıkları Üzerine Etkisi, *Marmara Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Dergisi*, 20(1), 285-296.
- Arif, A., Arif, U. (2023), Institutional Approach to the Budget Deficit: An Empirical Analysis, *SAGE Open*, 13(2), 1-9.
- Arif, A., Hussain, M. (2018), Economic, Political and Institutional Determinants of Budget Deficits Volatility: A Panel Data Analysis, *International Journal of Economics and Business Administration*, VI(3), 98-114.
- Barıř, A. (2015), AB Ülkeleri ve Türkiye’de Bütçe Açığının Yönetişim Göstergeleri ile İliřkisi: Panel Veri Analizi. Yayınlanmış Doktora Tezi, Gaziosmanpařa Üniversitesi, Sosyal Bilimler Enstitüsü, İktisat Ana Bilim Dalı.
- Barıřık, S., Barıř, A. (2017), Impact of Governance on Budget Deficit in Developing Countries, *Theoretical and Applied Economics*, 24(2), 111-130.
- Barıřık, S., Kesikođlu, F. (2015), Türkiye’de Bütçe Açıklarının Temel Makroekonomik Deđiřkenler Üzerine Etkisi: 1987-2003 VAR, Etki-Tepki Analizi, Varyans Ayırıtması, *Ankara Üniversitesi SBF Dergisi*, 61(4), 59-82.
- Bayrak, M., Kanca, O.C. (2013), 2008 Yılı Küresel Ekonomi Krizinin Türkiye’nin Temel Makro Ekonomik Deđiřkenleri Üzerine Etkisi, *Finans Politik & Ekonomik Yorumlar*, 50(576), 39-54.
- Ceyhan, M.S., Koç Yıldız, S. (2017), Bütçe Açıkları Belirleyicilerinin Ekonometrik Analizi: Türkiye Uygulaması (2006-2015), *Uluslararası Batı Karadeniz Sosyal ve Beřeri Bilimler Dergisi*, 1(1), 21-35.
- Driscoll, J., Kraay, A.C. (1998), Consistent Covariance Matrix Estimation with Spatially Dependent Data, *Review of Economics and Statistics*, 80 (4), 549-560.
- Durmaz, A.Ö. (2022), Küreselleřme Sürecinde Sađlık Harcamalarının Finansmanı BRICS-T Ülkeleri Örneđi, Yayınlanmış Yüksek Lisans Tezi, İskenderun Teknik Üniversitesi, Lisansüstü Eğitim Enstitüsü, Hatay.
- Güvel, E. A., Koç, A. (2010), Bütçe Açıklarının Politik ve Kurumsal Belirleyicileri: Geliřmekte Olan Ülkeler Üzerine Bir Uygulama, *Çukurova Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü Dergisi*, 19(2), 286-301.
- Javid, A.Y., Arif, U., Arif, A. (2011), Economic, Political and Institutional Determinants of Budget Deficits Volatility in Selected Asian Countries, *The Pakistan Development Review*, 649-662.
- Keyifli, N., Dađ, M. (2022), Bütçe Açığı ve Yönetim Kalitesi İliřkisi: BRICS-T Ülkeleri için Bootstrap Panel Nedensellik Analizi, *Yařar Üniversitesi E-Dergisi*, 17(66), 538-557.



# TÜRKİYE'DE DOLARİZASYON DİNAMİKLERİ: KUR KORUMALI MEVDUAT VE MAKROEKONOMİK FAKTÖRLERİN ETKİSİ

Savaş GAYAKER<sup>1</sup>

Erkan AĞASLAN<sup>2</sup>

Hasan TÜRE<sup>3</sup>

## 1. GİRİŞ

Gelişmekte olan ekonomilerde ulusal para biriminin sürekli değer kaybetmesi ülkede gayri resmi bir para biriminin ortaya çıkmasına neden olmaktadır. Sir Thomas Gresham'ın 1565 yılında ifade ettiği "iyi metaller kötü metalleri kovar" argümanı bu durumu destekler niteliktedir. Günümüzde de geçerliliğini koruyan bu argüman dolarizasyon olarak adlandırılmakta ve ülkelerin ulusal para birimi yerine başka bir ülkenin değer kaybetmeyen para birimini yasal para birimi olarak kabul etmeleri anlamına gelmektedir.

Ekonomik teori paranın varlığını paranın klasik ve modern olmak üzere dört temel fonksiyonuna dayandırmaktadır (Günel, 2010): (i) değişim aracı olma fonksiyonu, (ii) tasarruf ve borç verme aracı olma fonksiyonu (iii) hesap birimi olma fonksiyonu ve (iv) ekonomi politikası olma fonksiyonu. Ayrıca dolarizasyonun; kısmi dolarizasyon ve tam dolarizasyon olmak üzere ikiye (Calvo, 1999); ödeme dolarizasyonu, finansal dolarizasyon ve reel dolarizasyon olmak üzere üçe (Hijazeen ve Assaf, 2018); resmi dolarizasyon ve spontane dolarizasyon olmak üzere ikiye (Fontaine, 2000) ayrıldığı sınıflandırmaları yapılmaktadır. Calvo (1999) paranın bir ülkede yukarıda sıralanan ilk üç özelliğini yerine getirebildiğinde kısmi dolarizasyonun yaşandığını, madeni para dışında

<sup>1</sup> Dr.Öğr.Üyesi, Ankara Hacı Bayram Veli Üniversitesi, İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi, Ekonometri Bölümü, savas.gayaker@hbv.edu.tr, ORCID: 0000-0002-7186-1532.

<sup>2</sup> Dr.Öğr.Üyesi, Kütahya Dumlupınar Üniversitesi, İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi, Ekonometri Bölümü, erkan.agaslan@dpu.edu.tr, ORCID: 0000-0001-8118-7222.

<sup>3</sup> Doç.Dr., Ankara Hacı Bayram Veli Üniversitesi, İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi, Ekonometri Bölümü, hasan.ture@hbv.edu.tr, ORCID: 0000-0002-1975-9063.

kullanılmadığı durumlarda ise tam dolarizasyon yaşandığını ifade etmektedir.

Literatür incelendiğinde dolarizasyonun tanımında ve sınıflandırmasında tam bir fikir birliğinin sağlanmadığı görülmektedir. 2000'li yılların başlarına kadar, bir ekonomide yerel halkın varlık portföylerinde yabancı para biriminde olan finansal varlıkların bulunması o ülkenin dolarize bir ekonomiye sahip olduğuna ilişkin bir işaret olarak kabul edilmiştir (Reinhart ve diğerleri, 2003). Park ve Son (2022) ise daha nicel bir yaklaşımla yabancı para mevduatlarının toplam mevduatların %20'sini aşması durumunu dolarize ekonominin varlığına bir işaret olarak kabul etmiştir. Benzer şekilde Calvo (1999) dolar mevduatları toplam mevduatlarının %30'unu geçen Bolivya, Peru ve Türkiye gibi ülkeleri kısmi dolarize ekonomiler olarak tanımlamıştır.

Dolarizasyon, paranın işlevlerinden bazılarının ya da tümünün geçersizleşmesiyle ortaya çıkan bir olgu olmakla birlikte finansal krizlerin üstesinden gelinebilmesi için de birçok araştırmacı (Calvo, 1999; Schuler, 1999; Bogetic, 2000) tarafından savunulmaktadır. Quispe-Agnoli (2002)'de tam dolarizasyonun enflasyon oranlarını ve enflasyon beklentilerini düşürdüğü görüşü desteklenmektedir. Ayrıca enflasyonun artmasında katkı sağlayan yerel paranın değer kaybetme riskini de ortadan kaldırdığı vurgulanmaktadır. Tam dolarizasyonun ilgili ülkedeki ekonomi politikalarının kredibilitesini arttığı da düşünülmektedir. Benzer şekilde Karras (2002) çalışmasında dolarize olan bir ülkenin gelişmiş fiyat ve kur istikrarına ve dolayısıyla daha düşük bir enflasyon oranına sahip olacağını ileri sürmüştür. Benzer sonuçların elde edildiği Edwards (2001) ve Edwards ve Magendzo (2003) çalışmasında enflasyonun dolarize olmuş ülkelerde dolarize olmamış ülkelere göre daha düşük olduğu tespit edilmiştir. Jácome ve Lönnberg (2010) ve Canuto ve Carranza (2022) çalışmalarında da tam dolarizasyonun enflasyon problemini kısa sürede ortadan kaldırabileceği vurgulanmaktadır. Berg ve Borensztein (2000) çalışması ise tam dolarizasyonun finansal ve ticari faydaları üzerinde durmuş ve sağladığı katkıları açıklamıştır.

Literatürde dolarizasyonun savunulduğu çalışmaların yanı sıra birçok çalışmada da (Sachs ve Larrain, 1999; Acosta, 2001; Edwards, 2001; Schmitt-Grohé, 2001; Grohé, 2001) eleştirel yaklaşımlar görülmektedir. Dolarize olmuş bir ülkenin para politikasının etkinliğini kaybedeceği düşünülmektedir. Schmitt-Grohé (2001) dolarize olmuş bir

ülkenin karřı karřıya kalabileceđi üç temel probleme iřaret etmektedir. Bu sorunlardan ilkinin senyoraj geliri kaybı ile yařanacađı ve ABD dolarını tek yasal ödeme aracı olarak kabul eden bir ülkenin senyoraj gelirinin akıřının ABD merkez bankasına dođru olacađı vurgulanmaktadır. Dolarize bir ekonominin karřılařacađı ikinci temel problem ise karřılařılabilecek bir bankacılık krizi durumunda para yaratma yoluyla sisteme likidite sađlanamayacak olmasıdır. Schmitt-Grohé (2001)'e göre son olumsuz durum ise dolarizasyon altında bir ülkenin konjonktürel para politikası yürütme kabiliyetinden yeniden feragat etmesidir. Ize ve Yeyati (2006)'da dolarizasyonun birçok krizde ve krize yakın dönemlerde politika tepkisini büyük ölçüde karmařık hale getirdiđi ve bazı durumlarda krizi tetikleyen finansal kırılganlıđın kaynađı olduđu vurgulanmaktadır. Edwards (2001) çalışmasında dolarize ülkelerin olmayanlara göre daha düşük büyüme oranına sahip oldukları vurgulanmaktadır.

Parasını ihraç eden ülkenin politikasının etkisinde kalması, ilgili ülkenin merkez bankasının faiz oranlarını kontrol etme yeteneđini sınırlayabileceđi düşünölmektedir. Bu durum para politikası araçlarının tamamının etkinliđini kaybetmesine yol açacaktır. Ayrıca yerel faiz oranları üzerinde kontrol kaybına yol açabilecek bu durum, borçlanma maliyetlerini ve yatırım kararlarını etkileyerek ekonomik büyüme ve istikrar üzerinde de etkili olabilmektedir. Yurt içinde dolar hesapları sunan bankaların varlıđının, iç piyasayı küresel ekonomiye entegre etme ve uluslararası finansal işlemlerin maliyetini düşürme potansiyeline sahip olduđu dođru olmakla birlikte, bu senaryonun bazı riskler taşıdıđı da göz ardı edilmemelidir. Ayrıca, ulusal paranın devalüasyonuna iliřkin endişelerin arttıđı dönemlerde, yabancı para mevduatlarının mevcut olması, mevduat sahiplerini yerel para birimi mevduatlarının bir kısmını sınır ötesi mevduatlara yöneltmek yerine yabancı para hesaplarına kaydırmaya teşvik edebilir, ancak bu durum da bazı riskler taşımaktadır (Bennett ve diđerleri, 1999).

Bankacılık sisteminin hızlı bir şekilde dolar cinsinden işlemleri genişletmesi, bir finansal ve döviz piyasası krizinin ortaya çıkma olasılıđını artırması dolarizasyona eleřtirel bir bakıř açısı sunmaktadır. Bankacılık sisteminin sađladıđı sermaye giriřlerinin yanı sıra, merkez bankalarının rezerv ihtiyaçlarındaki artıřla birlikte, kısa vadeli yurtiçi yükümlölüklerde eř zamanlı bir artıř meydana gelmektedir. Rezerv ihtiyaçlarındaki artıřın tamamını döviz rezervlerinde tutulmadıkça, net döviz pozisyonu bozulacaktır. Ayrıca, dolar mevduatları ve kredilerdeki

hızlı artışın arkasında olabilecek kaçak sermaye çıkışı, yerel bankaların kredi portföylerini daha riskli hale getirecektir.

Dolarizasyon genellikle ulusal para birimlerinin değerini koruyamaması nedeniyle yüksek enflasyon yaşayan ülkelerde meydana gelmekte olup, ulusal para biriminin beklenen değer kaybı bu süreci daha da hızlandırmaktadır (Bulut ve Tokathoğlu, 2022). Bir ülkede yaşayan yerleşikler, satın alma güçlerini geleceğe taşımak için paranın değer biriktirme işlevini yerine getirmesini beklemektedirler. Bu süreçte reel faiz oranı bireylerin cari dönemdeki satın alma gücü ile gelecekteki satın alma gücü arasındaki değer kaybını engellemiş olacaktır. Reel faizin negatif olduğu durumda politika faiz oranı enflasyon oranının altında olacağından ekonomik birimlerin satın alma gücü birikimlerinden elde edecekleri faiz gelirine rağmen düşüş gösterecektir. Reel faiz oranı ile dolarizasyon arasındaki ilişki, uluslararası finans alanında da ilgi çekici bir çalışma alanı olarak öne çıkmaktadır. Bu ilişkinin anlaşılması, finansal istikrar ve ekonomik büyümeyi etkilediği için politika yapımcılar, ekonomistler ve yatırımcılar için önem taşımaktadır. Enflasyona göre düzeltilmiş nominal faiz oranlarını yansıtan reel faiz oranları, yatırım kararları, sermaye akışları ve döviz kuru dinamiklerini belirlemede önemli bir rol oynamaktadır. Negatif reel faiz oranları, enflasyonun nominal faiz oranından daha yüksek olduğu durumu ifade etmektedir. Bu genellikle gevşek bir para politikası anlamına gelmektedir. Negatif reel faiz oranları yerel para birimini daha az çekici hale getirerek dolarizasyona yönelimi artırmaktadır. Düşük reel faiz oranları yerel para birimine olan güveni azaltmakta ve tasarruf yapmayı teşvik etmemektedir. Dolayısıyla, negatif reel faiz oranları ile dolarizasyonun artabileceği veya ilerleyebileceği söylenebilir. Yüksek enflasyon ve döviz kuru artışları sonucunda, ulusal para birimi ilk olarak bu işlevini kaybetmektedir. Ulusal para biriminin değer kaybı, bir finansal varlığın değerini ölçmek için yetersiz kalmakta ve bunun sonucunda para, ölçü birimi olma işlevini de yitirmektedir. Uluslararası anlamda oldukça yaygın bir kavram olan kısmi dolarizasyonun ortaya çıkması, paranın ilk iki işlevini kaybetmesiyle gerçekleşmektedir. Kısmi dolarize olmuş Arjantin, Bolivya ve Türkiye gibi ülkeler, genellikle dolaşımdaki paranın %30'undan fazlasının yabancı para mevduatlarından oluştuğu ülkelerdir (Calvo, 2002).

Türk Lirasının kıymetini koruma kanunu çerçevesinde 1989 yılında kambiyo rejiminde yapılan düzenleme ile döviz bulundurma yasal hale gelmiş ve tarihte ilk kez dolarizasyonun önü açılmıştır. Piyasalarda

oluřan güven ile birlikte Türkiye’de 2008 yılına kadar devam eden dedolarizasyon süreci yerini 2008 Küresel Kriz ile birlikte dolarizasyona bırakmıřtır. Bu tarihten sonra artan enflasyon, kurda meydana gelen yüksek belirsizlik ve reel faizde meydana gelen ani düşüşler ulusal para birimine olan güveni sarsmıř dolarizasyonun hızla artmasına neden olmuřtur.

17 Aralık 2021’de, Borsa İstanbul’da BIST 100 endeksinin %5’in üzerinde bir düşüş yaşaması nedeniyle devre kesici sistemi devreye girmiř ve alım satım işlemleri geçici olarak durdurulmuřtur. Bu süreç, piyasad an büyük sermaye çıkıřlarıyla tetiklenmiř, ekonomik aktörler ise birikimlerinin değer kaybını önlemek amacıyla yoğun bir şekilde döviz talep etmiřlerdir. Artan taleple birlikte döviz kurları hızla yükselmiř, Türk lirası ciddi bir değer kaybı yaşamıř ve yabancı para mevduatlarında belirgin bir artış gözlemlenmiřtir. İhtiyati tedbir politikası olarak isimlendirilebilecek bir hamle ile Türkiye’de dolarizasyonun önüne geçebilmek için 2022 yılında kur korumalı mevduat (KKM) uygulaması hayata geçirilmiřtir. Bu sistemle birlikte Türk lirası cinsinden mevduat sahiplerinin döviz kuru riskinden korunmaları amaçlanmıřtır. Bu araç, özellikle döviz kurundaki dalgalanmaların etkisini hafifletmek, dövize olan talebi düşürmek ve dolayısı ise TL’ye olan talebi artırmak üzere tasarlanmıřtır.

Bu çalışmada KKM’nin dolarizasyonu önlemede ne derece başarılı olduđunun araştırılması amaçlanmıřtır. Bu amaçla 18.02.2022 ile 02.06.2023 tarihleri arasındaki haftalık frekansta kur korumalı mevduat (KKM), döviz kuru, net rezervler, mevduat faizi ve toplam yabancı para mevduatının M2’ye oranı (dolarizasyon) kullanılmıřtır. Döviz kuru, net rezervler, KKM ve mevduat faizinin dolarizasyon üzerindeki etkileri kantil regresyon yaklaşımıyla araştırılmıřtır. Dolarizasyonun alt ve üst çeyreklerdeki davranışının bağımsız deđişkenler tarafından daha ayrıntılı bir şekilde açıklanabilmesi adına kantil regresyon yöntemi tercih edilmiřtir. Bu yaklaşımla dolarizasyon seviyesinin düşük olduđu ve yüksek olduđu durumlarda, hangi unsurların etkili olduđunu göstermektedir. Elde edilen bulgular, kur korumalı mevduat, net rezervler ve mevduat faizindeki artışın dolarizasyon üzerinde azaltıcı bir etkisi olduđunu, ancak döviz kurundaki artışın dolarizasyonu arttırdıđını göstermektedir. Ayrıca, bu etkilerin kantillere göre farklılık gösterdiđi ve özellikle yüksek kantillerde (daha yüksek dolarizasyon seviyelerinde) kur korumalı mevduatın daha güçlü bir etkisi olduđu tespit edilmiřtir.



Çalışmanın ikinci bölümünde literatür taraması sunulmuş, ardından üçüncü bölümde veri seti ve metodoloji detaylandırılarak ele alınmıştır. Dördüncü bölümde bulgulara yer verilmiş, son bölüm olan beşinci bölümde ise elde edilen tahmin sonuçları değerlendirilerek çeşitli politika önerilerinde bulunulmuştur.

## 2. LİTERATÜR TARAMASI

Literatürde birçok çalışma dolarizasyonun belirleyicileri ve etkileri üzerine, özellikle de döviz kuru oynaklığı, faiz oranı, enflasyon gibi makroekonomik değişkenlerin dolarizasyon üzerindeki etkisini analiz etmektedir.

Edwards ve Magendzo (2003)'de bir eşleştirme tahminci tekniği kullanılarak enflasyonun dolarize olmuş ülkelerde dolarize olmamış ülkelere göre daha düşük olduğu ve dolarize olmuş ülkelerin, dolarize olmamış ülkelere göre daha düşük bir ekonomik büyüme oranına sahip olduğunu sonucuna ulaşılmıştır. Ayrıca yine bu çalışmada makroekonomik oynaklığın dolarize olmuş ve olmamış ekonomiler arasında önemli ölçüde farklılık göstermediği ortaya konmuştur. Kamin ve Ericsson (2003) çalışmasında 1980'lerde yaşanan hiperenflasyonlu yılların ardından enflasyonda hızlı bir düşüş yaşayan Arjantin ekonomisinin devam eden dolarizasyon sürecini incelenmiştir. Bu çalışmada dolar, para biriminin bir ölçüsü olarak geliştirilmiş ve böylece sadece dolar mevduatlarına odaklanan önceki dolarizasyon ve para ikamesi çalışmaları geliştirilmiştir. Terzi ve Kurt (2007) çalışmasında 1995-2006 dönemine ilişkin enflasyon, döviz kuru, para arzı, ithalat ve ihracat değişkenleri kullanılmıştır. İlgili değişkenler ile yapılan VAR analizi ile kurdan fiyatlara geçiş etkisinin yüksek ve düşük dolarizasyon dönemlerinde farklılık gösterip göstermediği incelenmiştir. Çalışmada reel döviz kurundan enflasyona doğru bir nedensellik ilişkisi olduğu sonucuna varılmıştır. Neanidis ve Savva (2009) çalışmasında finansal dolarizasyonun belirleyicileri incelenerek dolarizasyondaki kısa vadeli dalgalanmaların etkenleri araştırılmıştır. Çalışmada mevduat ve kredi dolarizasyon verilerinin kullanılmıştır. Bu çalışmada değer kaybının mevduat dolarizasyonu üzerindeki pozitif (negatif) kısa dönem etkilerinin yüksek dolarizasyonlu ülkelerde daha da hissedilebilir olduğu sonucuna ulaşılmıştır. Ayrıca kısa dönem kredi dolarizasyonunun bankaların yurtiçi kredi ve mevduatları eşleştirmesi, varlık ve yükümlülüklerin para birimi eşleştirmesi,

uluslararası finansal entegrasyon ve kurumsal kaliteden kaynaklandığını ortaya konmuřtur. Manjani (2015) alıřmasında Arnavutluk'taki finansal dolarizasyonun belirleyicilerini arařtırmaktadır. 1990-2015 dnemini kapsayan VAR modeli ile yapılan analizde, dviz kurları, faiz oranı farklılıkları ve kredi dolarizasyonu incelenmiřtir. Sonular, dolarizasyonun Arnavutluk'ta yksek dzeyde kalıcı olduėunu ve dviz kuru oynaklıėının nemli bir etken olduėunu gstermektedir. Pepić ve diėerleri (2015) alıřmalarında, Gneydoėu Avrupa lkelerinde dviz ikamesinin belirleyicilerini analiz etmektedir. 2003-2014 dneminde Arnavutluk, Bosna Hersek, Makedonya gibi lkeleri kapsayan alıřmada dolarizasyonu etkileyen bařlıca faktrler panel veri yntemi kullanılarak belirlenmeye alıřılmıřtır. alıřma, dviz kuru istikrarı ve yabancı sermaye giriřlerinin dolarizasyonu etkileyen bařlıca faktrler olduėunu ortaya koymuřtur. Urořevic ve Rajkovic (2016) alıřmalarında, 2000-2015 dneminde Orta ve Gneydoėu Avrupa (CESE) lkelerinde mevduat dolarizasyonunu incelemektedir. Panel eřbtnleřme analizinden faydalanılan bu alıřmada, faiz oranı farklarının kısa vadeli etkileri olduėu, ancak uzun vadeli dolarizasyonun enflasyon ve dviz kuru oynaklıėı tarafından etkilendiėi bulunmuřtur. Kadić ve diėerleri (2022) alıřmasında da ise Balkanlar'daki dviz dolarizasyonunun belirleyicileri incelenmiřtir. alıřmada, eřitli Balkan lkeleri iin 2000-2022 dneminde enflasyon ve dviz kuru oynaklıėı gibi faktrlerin dolarizasyon zerindeki etkisi analiz edilmiřtir. Sonular, enflasyonist baskılar ve dviz kuru hareketlerinin dolarizasyonun nemli belirleyicileri olduėunu gstermiřtir. Burova ve diėerleri (2021) alıřmasında, 2001-2020 dneminde Rusya'daki finansal dolarizasyon ile finansal istikrar ve para politikası arasındaki iliřkiyi analiz etmiřtir. alıřma, gemiřte yařanan dviz kuru devalasyonlarının mevduat dolarizasyonu zerinde kalıcı bir etkisi olduėunu ve histerezis (gecikme) etkisine yol atıėını gstermiřtir. Yeyati (2021) alıřmasında, Latin Amerika'da 2000-2021 dneminde finansal dolarizasyon ve dedolarizasyonu incelemiřtir. alıřmada, Bolivya, Peru ve Uruguay gibi lkeler rnek alınarak, makroekonomik istikrarın dolarizasyonu azaltmadaki nemi vurgulanmıřtır. alıřma, enflasyon hedeflemesi ve dviz kuru esnekliėinin bařarılı dedolarizasyon iin kritik neme sahip olduėunu ortaya koymaktadır.

Metin-zcan ve Us (2007), 1983-2006 dneminde Trkiye'deki dolarizasyon srecini ve dedolarizasyon eėilimlerini ele almıřtır. alıřmada, VAR modeli kullanılarak dviz mevduatlarının

makroekonomik göstergeler üzerindeki etkileri analiz edilmiştir. Sonuçlar, dolarizasyonun inatçı bir özellik taşıdığını ve dedolarizasyon sürecinin zayıf kaldığını göstermiştir. Akalin ve Prater (2015), 2007-2010 döneminde Türkiye, Rusya ve Ukrayna'da küresel kriz sırasında para ikamesi sürecini incelemiştir. Çalışmada, makroekonomik dengesizliklerin döviz ikamesine olan etkileri analiz edilmiştir. Sonuçlar, bu ülkelerde döviz cinsinden varlıkların yerel para birimlerine göre tercih edildiğini ortaya koymuştur. Karaoğlu ve Demirel (2021), 2004:Q1-2019:Q3 döneminde Türkiye'de döviz kuru geçiş etkisinin enflasyon üzerindeki asimetric etkilerini incelemiştir. Çalışmada, NARDL yöntemi kullanılarak döviz kurundaki artış ve azalışların enflasyon üzerindeki farklı etkileri analiz edilmiştir. Sonuçlar, döviz kuru artışlarının enflasyonu artırırken, döviz kuru düşüşlerinin enflasyon üzerinde istatistiksel olarak anlamlı bir etkisi olmadığını göstermiştir. Aktaş ve Aydınlik (2022), 2007:Q4-2019:Q4 döneminde Türkiye'deki 81 ilin mevduat dolarizasyonunun belirleyicilerini incelemiştir. Çalışmada, panel veri analizi kullanılarak döviz kuru, CDS primleri, il enflasyonu, il ihracatı ve ithalatı gibi değişkenlerin dolarizasyon üzerindeki etkileri analiz edilmiştir. Sonuçlar, tüm bağımsız değişkenlerin dolarizasyon üzerinde pozitif ve anlamlı bir etkiye sahip olduğunu ortaya koymuştur. Barbuța-Misu ve diğerleri (2020), 2012-2019 döneminde Türkiye'de dolarizasyonun nedenlerini incelemiştir. Çalışmada, Markov Değişim Dinamik Regresyon ve Johansen eşbütünlük testleri kullanılarak döviz mevduatları ile makroekonomik değişkenler arasındaki ilişkiler analiz edilmiştir. Sonuçlar, siyasi olayların dolarizasyonu ekonomik olaylardan daha fazla etkilediğini göstermiştir. Eren ve diğerleri (2022), 2012-2022 döneminde Türkiye'deki dolarizasyon ve risk primi arasındaki ilişkiyi incelemiştir. Çalışmada, CDS primleri, döviz kuru ve faiz oranlarının dolarizasyon üzerindeki etkileri DOLS (Dinamik Sıradan En Küçük Kareler) yöntemiyle analiz edilmiştir. Sonuçlar, risk primi ve döviz kurunun dolarizasyonu pozitif etkilediğini göstermiştir.

### 3. METODOLOJİ

Bu çalışmada, dolarizasyonu etkileyen faktörlerin belirlenmesinde, Koenker ve Bassett tarafından 1978 yılında geliştirilmiş olan kantil regresyon yöntemi kullanılmaktadır. Geleneksel regresyon teknikleri, genellikle bağımlı ve bağımsız değişkenler arasındaki ilişkiyi

ortalama değerler üzerinden incelemektedir. Ancak bu yaklaşım, değişkenler arasındaki ilişkinin tüm dağılımını yansıtmamakta ve bazı durumlarda yanıltıcı sonuçlara yol açabilmektedir. Özellikle, bağımlı değişkenin normal dağılmadığı durumlarda ya da çarpıklık, basıklık veya değişen varyans gibi özelliklerin sergilendiği durumlarda, en küçük kareler yöntemi güvenilir tahminler üretememektedir (Monsueto ve diğerleri, 2006).

Kantil regresyon, bağımlı değişkenin farklı kantillerinde (örneğin, medyan) dağılımdaki farklılıkların yakalanmasında oldukça kullanışlı bir yöntem olarak kabul edilmektedir. Klasik regresyon modeline göre kantil regresyonun birkaç önemli avantajı bulunmaktadır: (i) Kantil regresyon, örneklemin uç değerlerindeki olayların gözlemlenmesini kolaylaştırarak farklı kantillerdeki parametre değişimlerini yakalayabilmektedir; (ii) Kantil regresyon modeli doğrusal programlama kullanılarak değerlendirilebilmekte ve (iii) Kantil regresyon tahmincileri, veri dağılımında aykırı değerlerin ve ağır kuyrukların varlığına karşı sağlamlık gösterebilmektedir (Hao ve Naiman, 2007). Kantil regresyon yöntemi, asimetrik olarak ağırlıklandırılmış mutlak hata terimlerinin toplamının minimize edilmesine dayanmaktadır. Bu yöntemde, pozitif ve negatif artıklar, seçilen kantile bağlı olarak farklı şekilde ağırlıklandırılmaktadır (Triana-Machado 2009; López ve Mora 2007). Kantil regresyon yaklaşımının ayrılmaz bir özelliği, tahmin edicinin her bir kantilde 0 ile 1 arasında değişebilmesidir. Sonuç olarak, bağımsız değişkenlere bağlı olarak bağımlı değişkenin tam dağılımı ortaya konmaktadır.

Koenker ve Basset (1978) tarafından önerilmiş olan kantil regresyon modeli eşitlik (1)'de verildiği gibi ifade edilmektedir:

$$y_t = x_t' \beta_\theta + u_{\theta t} \text{ ve } Q_\theta(y_t | x_t) = x_t' \beta_\theta, \quad (1)$$

Burada  $\beta_\theta$  ve  $x_t$ ,  $k \times 1$  boyutlu vektörler,  $Q_\theta(y_t | x_t)$  ise  $x(0 < \theta < 1)$  verildiğinde  $y$ 'nin  $\theta$ . koşullu kantilidir.

$\beta_\theta$ 'nin tahmini eşitlik (2)'de verilen optimizasyon problemine dayanmaktadır:

$$\beta_\theta = \operatorname{argmin}_\beta \left( \sum_{t:y_t > x'_t \beta} \theta |y_t - x'_t \beta| + \sum_{t:y_t < x'_t \beta} (1 - \theta) |y_t - x'_t \beta| \right) \quad (2)$$

Optimizasyon sorununun ele alınması, tek yönlü algoritma kullanılarak veya genelleştirilmiş momentler çerçevesi yöntemi uygulanarak doğrusal programlama ile elde edilmektedir. Bu çerçevede amaç, kantil regresyon modelinde her bir gözlem için pozitif ve negatif sapmaların minimize edilmesidir. Kantil regresyonun temel amacı, her bir kantilde  $\beta_\theta$  parametrelerinin tahmin edilmesidir. (2) numaralı eşitlik, bağımlı değişkenin dağılımı boyunca farklı kantillerdeki sapmaların ağırlıklandırılarak minimize edilmesi gerektiğini göstermektedir. Simplex algoritması gibi doğrusal programlama yöntemleri kullanılarak bu optimizasyon problemi çözülebilmektedir. Simplex yöntemi, amaç fonksiyonunun minimize edilmesine yönelik iteratif bir süreç izlemekte ve her adımda daha iyi bir çözüm arayarak optimal  $\hat{\beta}_\theta$  tahminlerine ulaşılmasını sağlamaktadır.

Bu doğrusal programlama probleminde  $\theta$  parametresi, her bir kantilde pozitif ve negatif sapmaların nasıl ağırlıklandırılacağını belirlemektedir. Örneğin,  $\theta = 0.9$  için pozitif sapmalar daha ağır basarken  $\theta = 0.1$  için negatif sapmalar daha fazla önem kazanabilmektedir. Bu, kantil regresyonun farklı dağılım noktalarındaki ilişkiyi yakalayabilmesine olanak tanımaktadır.

#### 4. BULGULAR

Bu çalışmada dolarizasyonu etkileyen temel faktörleri araştırmak amacıyla, 18.02.2022 ile 02.06.2023 tarihleri arasındaki haftalık olarak kur korumalı mevduatta bulunan Türk lirası miktarı (*kkm*), Dolar/TL ve Avro/TL alış ve satış değerlerinin ortalaması ile elde edilen döviz kuru (*dk*), milyar dolar olarak merkez bankası net rezerv miktarı (*net*), toplam Türk lirası üzerinden açılan mevduatlara uygulanan faiz oranı (*faiz*) ve toplam yabancı para mevduatının para arzına oranı ile elde edilen dolarizasyon (*dldrz*) değişkenleri kullanılmıştır. Faiz ve dolarizasyon hariç diğer değişkenlerin doğal logaritması alınarak modele dahil edilmiştir. Kur korumalı mevduat miktarı Bankacılık Düzenleme ve Denetleme Kurumu

(BDDK)'nın yayınladığı haftalık bültenden, döviz kuru, faiz, dolarizasyon ve net rezerv miktarı ise Türkiye Cumhuriyet Merkez Bankası (TCMB) Elektronik Veri Dağıtım Sistemi (EVDS)'ten alınan veriler ile elde edilmiştir. Net rezervler elde edilirken, Net Rezervler = (Dış Varlıklar / O günkü TCMB USD Alış Kuru) - (Döviz Yükümlülükleri / O günkü TCMB USD Alış Kuru) hesaplaması kullanılmıştır.

Öncelikle Tablo 1'de değişkenlere ait Genişletilmiş Dickey Fuller (ADF) ve Philip-Perron (PP) birim kök test sonuçları raporlanmaktadır. Tablo 1 sonuçlarına göre tüm değişkenlerin düzeyde durağan olmadıkları birinci sıra fark durağan oldukları görülmektedir. Değişkenlerin durağan olmadığı durumlarda sahte regresyon problemi ile karşılaşılabilen için (Granger ve Newbold, 1974) değişkenlerin eşbütünlük olup olmadığı Johansen eş bütünlük testi ile kontrol edilmiştir.

**Tablo 1. Değişkenlerin Durağanlıklarının Test Edilmesi**

Değişkenler	ADF		PP	
	Düzye	Birinci Sıra Fark	Düzye	Birinci Sıra Fark
<i>d1rz</i>	0.734	-7.352***	0.734	-7.361***
<i>kkm</i>	-1.075	-2.914**	-2.104	-4.996***
<i>faiz</i>	4.083	-3.292*	4.083	-6.674***
<i>dk</i>	-1.209	-4.701***	-1.711	-4.701***
<i>net</i>	2.584	-5.891***	5.926	-5.117***

\*\*\*, \*\*, \* sırasıyla %1, %5 ve %10 anlamlılık düzeylerinde istatistiksel olarak anlamlılığı ifade etmektedir.  $H_0$  hipotezi seriler birim köke sahiptir şeklinde kurulmaktadır.

Bu doğrultuda Johansen eş bütünlük testi için gerekli olan gecikme uzunlukları belirlenmiştir. Bunun için değişkenlerin düzeydeki halleriyle farklı gecikme uzunlukları için VAR modelleri tahmin edilmiştir. 8 farklı gecikme uzunluğu için tahmin edilen VAR modellerine ait bilgi kriterleri Tablo 2'de verilmiştir.

**Tablo 2. VAR Modeli Gecikme Uzunluğu Seçimi**

Gecikme	LogL	LR	AIC	SC	HQ
0	-202.30	NA	6.68	6.85	6.75
1	278.99	869.44	-8.03	-7.02	-7.62
2	349.02	115.19*	-9.48*	-7.59*	-8.74*
3	369.14	29.86	-9.32	-6.58	-8.24
4	393.01	31.57	-9.29	-5.68	-7.87
5	406.74	15.93	-8.92	-4.46	-7.17
6	431.61	24.86	-8.92	-3.60	-6.83

\* kriter tarafından seçilen gecikme sırasını gösterir

LR: sıralı değiştirilmiş LR test istatistiği (her test %5 seviyesinde)

FPE: Nihai tahmin hatası

AIC: Akaike bilgi kriteri

SC: Schwarz bilgi kriteri

HQ: Hannan-Quinn bilgi kriteri

Tablo 2’de verilen sonuçlar doğrultusunda en uygun gecikme uzunluğu 2 olarak belirlenmiştir. Buna göre Johansen eşbütünlük testi için, VAR modelinin gecikme uzunluğunun bir eksiği alınarak gecikme uzunluğunun 1 olması gerektiğine karar verilmiştir.

**Tablo 3. Johansen Eşbütünlük Testi**

	Hiç *	İz istatistiği			
		maks 1	min 2	maks 3	maks 4
Özdeğer	0.6	0.29	0.14	0.09	0.01
İstatistik	110.9	40.59	17.19	7.17	0.55
Kritik değer (0.05)	69.8	47.85	29.79	15.49	3.84
p-değeri**	0.0	0.20	0.62	0.55	0.46
	Hiç *	Maksimum Özdeğer istatistiği			
		maks 1	maks 2	maks 3	maks 4
Özdeğer	0.6	0.29	0.14	0.09	0.01
İstatistik	70.0	23.40	10.01	6.61	0.55
Kritik değer (0.05)	33.0	27.58	21.13	14.26	3.84
p-değeri**	0.0	0.16	0.74	0.53	0.45

İz testi 0.05 düzeyinde 1 eşbütünlük denklem(ler) olduğunu gösterir.

Maksimum özdeğer testi 0.05 düzeyinde 1 eşbütünlük denklem(ler) olduğunu gösterir.

Johansen eşbütünlük sonucuna göre değişkenler arasında eşbütünlük ilişkisi olduğu sonucuna varılmıştır. Dolayısıyla Model (X1)’in tahmininde sahte regresyon sorunu ortaya çıkmayacaktır. Elde edilen bu sonuçlar katsayı tahminlerinin uzun dönem olarak yorumlanabileceğine işaret etmektedir.

**Tablo 5. Kantil Regresyon Tahminine İlişkin Sonuçlar**

Değişkenler	0.1	0.2	0.3	0.4	0.5	0.6	0.7	0.8	0.9	
Kur Korumalı	-5.49* (2.92 4)	7.31* * (3.60 7)	-6.28 (3.907)	-5.64 (11.14 1)	-9.03 (5.614)	-12.19* * (5.348 29.05)	13.71* ** (4.941 35.64)	16.27* ** (5.74 47.43)	-25.*** (7.177 80.76*	
Mevduat	4.508 (11.5 7)	7.716 (14.9 2)	3.52 (16.25)	2.746 (47.62)	17.459 (23.83)	8 (21.68 )	7* (20.18 )	8** (23.68 )	** (26.80 )	
Döviz Kuru	-2.68** * (0.35 1)	-	-2.50*** (0.475)	-3.47 (7.717)	-5.98** (2.524)	-	-	-	-	
Net Rezervler	2.757* ** (0.28 4)	2.71* ** (0.36 8)	2.599** * (0.369)	2.553** * (0.84)	2.886** * (0.462)	2.894* ** (0.409 )	2.997* ** (0.399 )	3.186* ** (0.472 )	-2.158 (2.303 )	
Mevduat	174.9* ** (14.4 11)	190.5 *** (15.6 9)	186.16 2*** (16.44 7)	182.29 2*** (58.15 6)	201.78 1*** (25.97 1)	213.6 6*** (26.44 5)	218.8 8*** (24.61 2)	226.2 0*** (27.66 6)	239.0 4*** (61.78 3)	
Sabit Terim	Pseudo R <sup>2</sup>	0.779	0.78	0.763	0.739	0.699	0.663	0.611	0.529	0.406
Düzeltilmiş R <sup>2</sup>	0.765	0.766	0.748	0.722	0.68	0.642	0.587	0.499	0.368	
Regresyonun S.E.'si	3.394	3.261	3.003	2.696	3.784	3.885	4.05	4.48	5.032	
Bağımlı değişkenin ortalaması	45.95 3	47.44 8	51.884	56.087	59.334	60.53 5	61.52 1	62.36 7	63.22 8	
p-değeri(LR ist)	0	0	0	0	0	0	0	0	0	

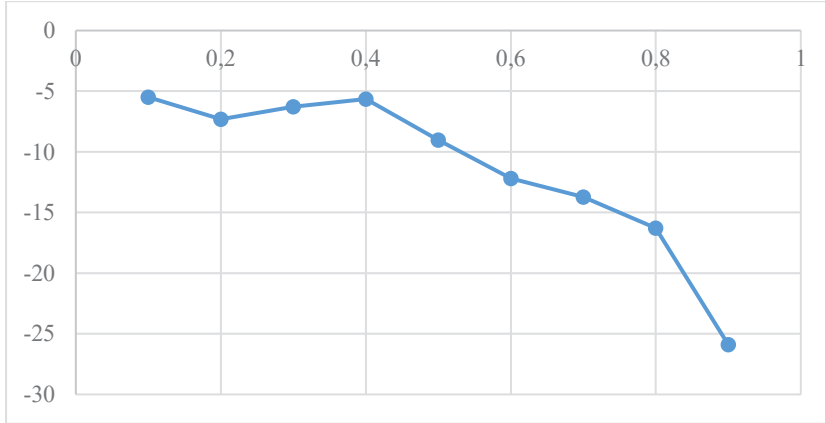
Not: Parantez içindeki değerler, ilgili parametrelerin tahminlerinin standart hatasıdır. \*\*\*, \*\* ve \* sırasıyla yüzde 1, yüzde 5 ve yüzde 10 düzeyinde anlamlılık düzeyini göstermektedir.



Tablo 5 incelendiğinde, kur korumalı mevduat, net rezervler ve mevduat faizdeki artışın tüm kantillerde dolarizasyonu azaltıcı etkisi olduğu görülürken, döviz kurunda meydana gelen artışın ise dolarizasyonu arttırıcı bir etkisi olduğu görülmektedir.

Kantil regresyon, bağımlı değişkenin tüm dağılımı boyunca bağımsız değişkenlerin etkisini ölçmektedir. Kur korumalı mevduatın dolarizasyon üzerindeki etkisinin yüksek kantillerde düşük kantillere göre daha yüksek olduğu görülmektedir. Özellikle 0.9'uncu kantilde en yüksek etkiye sahip olduğu tespit edilmiştir. Çalışmanın odak noktası kur korumalı mevduatın dolarizasyon üzerindeki etkisi olduğundan Grafik 1'de kur korumalı mevduatın katsayı tahmininin kantillere göre değişimi verilmiştir.

**Grafik 1. Kur Korumalı Mevduatın Farklı Kantiller İçin Katsayı Tahmini**



Çalışmada elde edilen bulgular, dolarizasyon üzerindeki kur korumalı mevduatın etkisinin değişken olduğunu ve bu etkinin kantil seviyesine bağlı olduğunu göstermektedir. Özellikle, 0.1'den 0.9'uncu kantile doğru kur korumalı mevduatın dolarizasyon üzerindeki negatif etkisinin mutlak değerce arttığı tespit edilmiştir. Bu, kur korumalı mevduat miktarının artmasıyla birlikte dolarizasyonun daha düşük seviyelerde olacağını ifade etmektedir. Ayrıca bu etkinin, dolarizasyon seviyesi (yani kantil seviyesi) arttıkça daha belirgin hale geleceği de söylenebilir. Diğer bir ifadeyle, daha düşük dolarizasyon seviyelerinde (düşük kantillerde), kur korumalı mevduattaki bir artışı dolarizasyon üzerinde daha az etkiye sahip olacakken, dolarizasyon seviyesi yükseldikçe (yüksek kantillere doğru), kur korumalı mevduatın dolarizasyon üzerindeki etkisinin daha belirgin hale gelecektir.

Bununla birlikte döviz kurunun etkisinin 0.7'nci kantile kadar istatistiksel olarak anlamsız olduđu görölrken, 0.7, 0.8 ve 0.9'uncu kantillerde ise istatistiksel olarak anlamlı ve yükseldiđi anlaşılmaktadır. Net rezervlerin etkisinin 0.9'uncu kantile kadar mutlak deđerce arttıđı ve istatistiksel olarak anlamlı olduđu tespit edilmiřtir. Son olarak mevduat faizinin etkisinin de net rezervlere benzer bir řekilde geręekleřtiđi tespit edilmiřtir. Genel olarak incelendiđinde tüm deđişkenlerin dolarizasyon üzerindeki etkileri yüksek kantillerde artmaktadır. Bu durum, ele alınan deđişkenlerin dolarizasyon üzerindeki etkilerinin dolarizasyon seviyesine (yani, kantil seviyesine) bađlı olduđunu göstermektedir.

## 5. TARTIřMA VE SONUÇ

Bu çalıřma, 18.02.2022 ile 02.06.2023 tarihleri arasında Türkiye'de dolarizasyonu etkileyen temel faktörlerin kantil regresyon yöntemiyle analiz edilmesini amaçlamaktadır. Özellikle döviz kuru, kur korumalı mevduat, net rezervler ve mevduat faizi gibi deđişkenlerin dolarizasyon üzerindeki etkileri incelenmiřtir. Bu faktörlerin farklı dolarizasyon seviyelerinde nasıl etki gösterdiđini anlamak amacıyla kantil regresyon modeli kullanılmıřtır. Elde edilen bulgular, kur korumalı mevduat, net rezervler ve mevduat faizindeki artışların tüm kantillerde dolarizasyonu azaltıcı bir etkisi olduđunu ortaya koymaktadır. Bununla birlikte, döviz kurundaki artışın, özellikle daha yüksek kantillerde (yüksek dolarizasyon seviyelerinde) dolarizasyonu artırdıđı tespit edilmiřtir. Kur korumalı mevduatın dolarizasyon üzerindeki negatif etkisinin kantiller arasında farklılık göstermesi, bu aracın daha yüksek dolarizasyon seviyelerinde daha etkili olduđunu göstermektedir. Özellikle 0.9 kantil seviyesinde en güçlü etkilerin gözlemlenmesi, kriz dönemlerinde ve yüksek dolarizasyon seviyelerinde kur korumalı mevduatın önemini vurgulamaktadır.

Döviz kurunun etkisinin ise düşük kantillerde anlamlı olmamasıyla birlikte, 0.7 kantil seviyesinden itibaren istatistiksel olarak anlamlı hale gelmesi dikkat çekicidir. Bu durum, döviz kurundaki dalgalanmaların daha yüksek seviyelerdeki dolarizasyon üzerinde daha büyük bir etkiye sahip olduđunu göstermektedir. Net rezervlerin ve mevduat faizinin etkilerinin ise tüm kantillerde güçlü bir negatif iliřkiye sahip olduđu ve dolarizasyonu azalttıđı görölmektedir.

Bu bulgular, Türkiye gibi yüksek döviz kuru dalgalanmaları ve finansal belirsizlikler yaşayan ekonomilerde, dolarizasyonun azaltılmasında kur korumalı mevduatın ve rezervlerin önemli bir rol oynayabileceğini göstermektedir. Ayrıca, kantil regresyon yönteminin sunduğu ayrıntılı analiz, politika yapıcılarının farklı dolarizasyon seviyelerine yönelik daha etkili stratejiler geliştirmesine olanak tanımaktadır. Sonuç olarak, çalışmanın bulguları, Türkiye'deki dolarizasyonun farklı makroekonomik değişkenlere verdiği tepkinin kantil seviyesine göre değiştiğini ortaya koymakta ve bu tür ekonomilerde doğru politika araçlarının seçiminin kritik öneme sahip olduğunu vurgulamaktadır.

**KAYNAKÇA**

- Acosta, A. (2001). "The False Dilemma of Dollarization" Global Policy Forum, March/April. Accessed 17 March 2017.
- Akalin, G., & Prater, E. (2015). The global crisis of the late 2000s and currency substitution: A study of three Eastern European economies Russia, Turkey, and Ukraine. *Journal of Central Banking Theory and Practice*, 4(2), 5-22. <https://doi.org/10.1515/jcbtp-2015-0006>
- Aktař, R., & Aydınlik, Ü. (2022). Regional dollarization differences and determinants: The case of Turkey. *Öneri Dergisi*, 17(57), 295-315. <https://doi.org/10.14783/maruoneri.1010252>
- Bărbuță-Mișu, N., Güleç, T. C., Duramaz, S., & Virlanuta, F. O. (2020). Determinants of dollarization of savings in the Turkish economy. *Sustainability*, 12(15), 6141. <https://doi.org/10.3390/su12156141>
- Bennett, A., Borensztein, E., & Baliño, T. (1999). Monetary policy in dollarized economies. *International Monetary Fund*. <https://doi.org/10.5089/9781557757579.084>
- Berg, A., & Borensztein, E. (2000). The pros and cons of full dollarization. International Monetary Fund, Research Department.
- Bogetic, Z. (2000). Official Dollarization: Current Experiences and Issues. *CATO Journal* 20(2): 179- 214.
- Bulut, E., & Tokatlıođlu, Y. (2022). Türkiye’de para ikamesinin geliřimi ve ARDL yöntemi ile tahmini. *Ankara Hacı Bayram Veli Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*, 24(1), 61-96. <https://doi.org/10.26745/ahbvuibfd.931951>
- Burova, A., Kozlovstseva, I., Makhankova, N., & Morozov, A. (2021). Dollarization, Financial Stability Risks and Monetary Policy Implementation: Exploring the Nexus. *Ensayos Económicos*, (77), 50-71.
- Calvo, G. A. (1999). "On Dollarization" University of Maryland, April 20. Accessed 21 March 2018. <http://www.columbia.edu/~gc2286/documents/ciecpn5.pdf> 15.06.2002.

- Calvo, G. A. (2002). On dollarization. *The Economics of Transition*, 10(2), 393-403. <https://doi.org/10.1111/1468-0351.00117>
- Canuto, O., & Carranza, S. (2022). Dollarization of Argentina: Revival of a Zombie Idea (No. 1978). Policy Center for the New South.
- Edwards, S. (2001). Dollarization and Economic Performance: An Empirical Investigation. NBER Working Papers, WP 8274, Cambridge, [www.nber.org/papers/w8274](http://www.nber.org/papers/w8274), 25.06.2002.
- Edwards, S., & Magendzo, I. I. (2003). Dollarization and economic performance: what do we really know? *International Journal of Finance & Economics*, 8(4), 351-363.
- Eren, M., Başar, S., & Tosun, B. (2022). Dollarization and risk premium in a risky country: An investigation on Türkiye. *İstanbul İktisat Dergisi*, 72(2), 625-651.
- Fontaine, J.A. (2000). Official Versus Spontaneous Dollarization. *CATO Journal* 20(1): 35-43.
- Granger, C. W., & Newbold, P. (1974). Spurious regressions in econometrics. *Journal of Econometrics*, 2(2), 111-120.
- Günel, M. (2010), Para Banka ve Finansal Sistem, Nobel Yayın Dağıtım, Yayın No: 1603, 3. Basım, Ankara.
- Hao, L., & Naiman, D. Q. (2007). Quantile regression (No. 149). Sage.
- Hijazeen, I. and Assaf A. (2018). Dollarization in Jordan. *International Journal of Economics and Financial Issues* 8(2), 14-24.
- Ize, A., & Yeyati, E. L. (2006). Financial de-dollarization: is it for real?. *Financial dollarization: the policy agenda*, 38-63.
- Jácome, M. L. I., & Lönnberg, Å. (2010). Implementing official dollarization. International Monetary Fund
- Karaoğlu, N., & Demirel, B. (2021). Asymmetric exchange rate pass-through into inflation in Turkey: A NARDL approach. *Fiscaoeconomia*, 5(3), 845-861.
- Karras, G. (2002). Costs and benefits of dollarization: Evidence from North, Central, and South America. *Journal of Economic Integration*, 502-516.

- Koenker, R., & Bassett, G. Jr. (1978). Regression quantiles. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 33-50.
- Manjani, O. (2015). Estimating the determinants of financial euroization in Albania. Graduate Institute of International and Development Studies Working Paper.
- Metin-Özcan, K., & Us, V. (2007). Dedollarization in Turkey after decades of dollarization: A myth or reality? *Physica A: Statistical Mechanics and Its Applications*, 385(1), 292-306. <https://doi.org/10.1016/j.physa.2007.06.018>
- Monsueto, S. E., Braz Golgher, A., & Machado, A. F. (2006). Earning inequalities in Brazil: Quantile regressions and the decomposition approach.
- Neanidis, K. C., & Savva, C. S. (2009). Financial dollarization: Short-run determinants in transition economies. *Journal of Banking & Finance*, 33(10), 1860-1873.
- Park, H., & Son, J. C. (2022). Dollarization, inflation and foreign exchange markets: A cross-country analysis. *International Journal of Finance & Economics*, 27(3), 2724-2736. <https://doi.org/10.1002/ijfe.2295>
- Pepić, M., Marinković, S., Radović, O., & Malović, M. (2015). Determinants of currency substitution in Southeast European countries. *Economic Themes*, 53(2), 162-184.
- Reinhart, C., Rogoff, K., & Savastano, M. (2003). Addicted to dollars. NBER Working Paper, No. 10015. <https://doi.org/10.3386/w10015>
- Sachs, J. and Larrain, F. (1999). "Why Dollarization is More Straitjacket Than Salvation." *Columbia International Affairs, Foreign Policy*, Fall 1999. Accessed 10 March 2018. <https://docs.google.com/file/d/0B6fUcKTXc1UkZmUyMTc2ZTk tYWZIMC00NTUwLWEwYzEtY jVhMTAyYThlNzEz/edit?pli=1> Fall 1999
- Schmitt-Grohé, S., & Uribe, M. (2001). Stabilization policy and the costs of dollarization. *Journal of money, credit and banking*, 482-509.

- Schuler, K. (1999). “Basics of Dollarization” Joint Economic Committee Staff Report, July 1999. Accessed 15 March 2017. [https://www.jec.senate.gov/public/\\_cache/files/08020552-766a-42c0-bb83-f4a2f94cbdff/basics-of-dollarization-july-1999.pdf](https://www.jec.senate.gov/public/_cache/files/08020552-766a-42c0-bb83-f4a2f94cbdff/basics-of-dollarization-july-1999.pdf)
- Quispe-Agnoli, M. (2002, March). Costs and Benefits of dollarization. In LACC Conference on Dollarization and Latin America, Miami, Florida.
- Terzi, H., & Kurt, S. (2007). Türkiye'de dolarizasyon sürecinde döviz kuru ve enflasyon ilişkisi. *Ekonomik Yaklaşım*, 18(64), 1-22.
- Triana Machado, J. H. (2009). Salary distribution heterogeneity with quantile regression in Colombia, 1996–2005.
- Urošević, B., & Rajković, I. (2016). Dollarization of deposits in the short and long run: Evidence from CESE countries. CESifo Working Paper, No. 5745.
- Yeyati, E. L. (2021). Financial dollarization and de-dollarization in the new millennium. Yale Program on Financial Stability.

# MALİYET ENFLASYONUNUN BELİRLEYİCİLERİ: TÜRKİYE ÜZERİNE GÜNCEL BİR UYGULAMA

Mehmet ÖZCAN<sup>1</sup>

## 1. GİRİŞ

Enflasyon, ekonomik istikrarın sağlanmasında kritik bir rol oynayan, ancak kontrol edilmesi oldukça güç bir makroekonomik göstergedir. Tarihsel olarak, Türkiye ekonomisi, özellikle yüksek ve dalgalı enflasyon oranlarıyla mücadele etmiş bir ülke olarak dikkat çekmektedir. Enflasyon, sadece fiyatlar genel seviyesindeki artış olarak tanımlanmakla kalmaz, aynı zamanda gelir dağılımı, üretim, yatırım ve tüketim kararlarını etkileyerek ekonomi üzerindeki yaygın ve derin etkileriyle politika yapımcılar için sürekli bir sorun teşkil eder. Türkiye'de enflasyon dinamikleri, döviz kuru oynaklıkları, dış ticaret koşulları, para politikası uygulamaları, arz yönlü şoklar ve yapısal sorunlar gibi çok çeşitli faktörlerin karmaşık bir etkileşimi sonucu şekillenmiştir.

Bu çalışmada odak notası olan 2013-2023 dönemi, Türkiye ekonomisinde enflasyonun belirleyicilerinin incelenmesi için oldukça çalkantılı bir süreç sunmaktadır. Bu dönemde Türkiye, küresel ekonomik koşullardan ve ülke içindeki makroekonomik dengesizliklerden kaynaklanan birçok şokla karşı karşıya kalmıştır. 2013 yılında ABD Merkez Bankası'nın (FED) parasal genişlemeyi azaltma süreciyle başlayan küresel sermaye çıkışları, Türkiye gibi gelişmekte olan ekonomileri derinden etkilemiştir. Bunu takip eden yıllarda, jeopolitik riskler, siyasi istikrarsızlıklar, 2018 döviz krizi ve 2020'de başlayan COVID-19 pandemisi, Türkiye'nin enflasyon dinamiklerini daha karmaşık hale getirmiştir. Özellikle pandemi

<sup>1</sup>Doç. Dr., Karamanoğlu Mehmetbey Üniversitesi, İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi, İktisat Bölümü, mehmetozcan@kmu.edu.tr, ORCID: 0000-0001-9082-0894.



sonrası dönemde, küresel enerji fiyatlarındaki artış, tedarik zinciri sıkıntıları ve genişletici mali politikalar, enflasyonun kalıcı olarak yüksek düzeylerde seyretmesine yol açmıştır.

Türkiye'de enflasyon, büyük ölçüde ithalat fiyatları, işgücü maliyetleri ve yurtiçi talep baskıları gibi faktörler tarafından yönlendirilmiştir. Özellikle enerji fiyatlarının fiyatlar üzerindeki etkisi, düşük gelir grupları üzerinde daha yüksek bir yük yaratmıştır. Türkiye'deki enflasyon dinamikleri, diğer birçok gelişmekte olan ülkeninkinden farklı olarak, yapısal kırılmalarla sık sık kesintiye uğramıştır. Bu durum, enflasyonun incelenmesinde standart modellerin ötesine geçilerek, yapısal değişimlerin etkilerinin göz önünde bulundurulmasını gerekli kılmaktadır.

Bu çalışma, 2013-2023 dönemi Türkiye ekonomisi için enflasyonun temel belirleyicilerini analiz etmeyi amaçlamaktadır. Bu amaç doğrultusunda, iş gücü maliyetleri, ithalat fiyatları, enerji fiyatları ve global ekonomik politika belirsizliği endeksi gibi makroekonomik değişkenlerin enflasyon üzerindeki etkileri, yapısal kırılmalar göz önüne alınarak incelenecektir. Bu çalışma yapısal değişimlerin etkilerini ele alarak literatüre katkı sağlamayı hedeflemektedir.

Bu çalışmada kullanılan yöntem ve teorik çerçeve, Brouwer ve Ericsson (1998) çalışması baz alınarak Türkiye ekonomisine uyarlanmıştır. Söz konusu çalışmada, Avustralya ekonomisi için enflasyon, birim kök testleri, eşbütünleşme analizleri ve hata düzeltme modeli çerçevesinde incelenmiştir. Çalışma, fiyat seviyelerinin uzun dönemde iç ve dış maliyetler üzerindeki bir maliyet artırma marjı olarak hareket ettiğini, ancak kısa vadede dinamik talepten etkilendiğini ortaya koymaktadır. Bu model, Türkiye'deki maliyet etkili (mark-up) enflasyonun karmaşık yapısını anlamak için de uygun bir teorik ve metodolojik temel sunmaktadır.

Türkiye için yapılacak analizde, yapısal kırılmalı birim kök testleri kullanılarak makroekonomik değişkenlerin durağanlığı ve kırılma noktaları belirlenecektir. Yapısal kırılmalar, özellikle 2018 döviz krizi, 2020 pandemi süreci ve 2021 sonrası artan enerji

fiyatları gibi önemli olayların etkisini yansıtacaktır. Bu testler, deęişkenlerin düzey ya da birinci farklarının duraęan olup olmadığını analiz ederek, uzun vadeli ilişkilerin tahmininde kullanılacak modellerin doğruluęunu artıracaktır. Sonuç olarak, bu çalışma, yapısal kırılmaların dikkate alındığı bir analiz çerçevesinde, Türkiye'deki enflasyonun temel belirleyicilerini incelemeyi amaçlamaktadır. Çalışma hem teorik hem de metodolojik açıdan özgün bir yaklaşım sunarak, Türkiye ekonomisindeki enflasyon dinamiklerini daha derinlemesine anlamaya yönelik önemli bir katkı sağlayacaktır.

## 2. LİTERATÜR

Türkiye ekonomisinde enflasyon, uzun yıllardır farklı makroekonomik ve yapısal faktörlerin etkisiyle belirlenen karmaşık bir olgu olarak incelenmiştir. Bu literatür çalışmasında, Türkiye'de enflasyonun dinamiklerini anlamak üzere öne çıkan akademik çalışmanın katkıları özetlenmiştir. Bu çalışmalar, enflasyonun belirleyicilerini çeşitli teorik çerçeveler ve ekonometrik yöntemlerle incelemiş, aynı zamanda politika yapıcılar için önemli çıkarımlar sağlamıştır.

Metin (1995), Türkiye'deki enflasyonun ana itici gücünün kamu sektöründeki fazla talep olduğunu belirtmiştir. Çalışmada kullanılan çok deęişkenli eşbütünleşme modeli, kamu sektörü kaynaklı fazla talebin enflasyon üzerindeki uzun ve kısa vadeli etkilerini analiz etmektedir. Araştırmanın sonuçlarına göre, kamu sektörü harcamalarının azaltılması Türkiye'de enflasyonu düşürmek için etkili bir yöntem olabilir. Bu çalışma, kamu finansman dengesi ile enflasyon arasındaki ilişkiye odaklanarak makroekonomik politikalar açısından önemli bir perspektif sunmuştur.

Lim ve Papi (1997), Türkiye'deki yüksek ve deęişken enflasyonun belirleyicilerini parasal deęişkenler, kamu sektörü açıkları ve enflasyonun ataleti bağlamında ele almıştır. Çalışmada, para arzı, döviz kuru gibi parasal deęişkenlerin enflasyonist baskılar üzerinde merkezi bir rol oynadığı ifade edilmiştir. Kamu açıklarının ve enflasyon ataletinin (örneğin fiyat ayarlamalarının süreklilięi)

Türkiye’de enflasyonun temel unsurları olduğu vurgulanmıştır. Ayrıca, döviz kuru istikrarı sağlama çabalarının enflasyon üzerinde anlamlı etkileri olduğu belirtilmiştir. Çalışma, çok sektörlü makroekonomik bir model kullanarak 1970-1995 dönemini kapsayan detaylı bir analiz sunmuştur.

Metin (1998), Türkiye ekonomisinde bütçe açığı, gelir artışı ve borçların parasallaştırılmasının enflasyon üzerindeki etkilerini analiz etmiştir. Bu çalışma, enflasyon ve bütçe açığı arasındaki ampirik ilişkiyi çok değişkenli eşbütünleşme yöntemiyle incelemiştir. Araştırma sonuçları, bütçe açıklarının enflasyonun önemli belirleyicileri arasında yer aldığını ve gelir artışı ile borç yönetiminin enflasyonist baskıları artırabileceğini göstermiştir. Enflasyonun belirleyici faktörlerini içeren bu model, geçmiş literatürdeki çalışmaları kapsayıcı bir çerçevede ele almıştır.

Kibritcioğlu (2001), Türkiye’deki enflasyonun nedenlerini talep yönlü, arz yönlü, fiyat ayarlamaları ve politik faktörler bağlamında incelemiştir. Çalışma, enflasyonun karmaşık bir etkileşim sonucu oluştuğunu ve parasal, mali ve yapısal faktörlerin bu süreçte önemli rol oynadığını belirtmiştir. Türkiye’nin 20 yılı aşkın bir süredir yüksek ve kalıcı enflasyon yaşadığına dikkat çekerek, teorik modeller ve ampirik bulguları karşılaştırmıştır. Bu literatür taraması, Türkiye’deki enflasyon dinamikleri hakkında derinlemesine bir bakış sunmuştur.

Telatar ve Telatar (2003), Türkiye’deki enflasyon ve enflasyon belirsizliğini incelemiştir. Çalışma, enflasyon modellerindeki zamana bağlı parametre değişimlerinin enflasyon belirsizliği ile nedensel bir ilişki oluşturduğunu, ancak hata terimindeki heteroskedastisite ile böyle bir ilişkinin bulunmadığını ortaya koymuştur. Bu bağlamda, enflasyon belirsizliğinin enflasyon oranı üzerinde anlamlı bir etkisi olmadığı tespit edilmiştir. Çalışmanın önemi, Türkiye’de enflasyon ve belirsizlik arasındaki ilişkiyi anlamaya yönelik yöntemsel katkılar sağlamasıdır.

Atgür ve Altay (2015), Türkiye’de enflasyon ve nominal faiz oranları arasındaki ilişkiyi analiz ederek Fisher Etkisi’nin 2004-2013

döneminde geçerli olduđunu ortaya koymuřtur. Çalışmada, enflasyon ile nominal faiz oranları arasında uzun vadeli bir iliřkinin bulunduđu ve bu iliřkinin ekonometrik yöntemlerle dođrulandıđı belirtilmiřtir. Çalışma, nominal faiz oranları ile enflasyon arasındaki yakın iliřkiye dikkat çekmekte ve para politikasının bu bağlamda deđerlendirilmesi gerektiđini vurgulamaktadır.

Bayramođlu ve Allen (2016), Türkiye’de enflasyonun temel belirleyicileri olarak kredi büyümesi, döviz kurları, faiz oranları ve ithal enflasyon üzerinde durmuřtur. Çalışma, döviz kurlarının enflasyonu belirlemede en etkili faktör olduđunu, kısa vadede nominal ve reel döviz kuru hareketlerinin, faiz oranlarının ve büyüme oranlarının önemli rol oynadıđını belirtmiřtir. Orta vadede ise kredi büyümesinin enflasyon üzerindeki etkisi öne çıkmaktadır. Çalışma, 2003-2015 döneminde enflasyon hedeflemesi rejiminde parasal aktarım mekanizmasının etkinliđini analiz etmektedir.

Yamaçlı (2016), Türkiye’de tüketici enflasyonunun gecikmeli etkiler, kapasite kullanım oranı ve üretici fiyatları gibi faktörlerle açıklandıđını ortaya koymuřtur. Çalışmada, kapasite kullanım oranının çıktı açıđından daha yüksek bir etkiye sahip olduđu ve tüketici fiyatları ile faiz oranları arasındaki iliřkinin hem kısa hem de uzun vadede zayıf olduđu belirtilmiřtir. Bu çalışma, 2004-2015 dönemini kapsayarak Türkiye’de tüketici enflasyonunu etkileyen ekonomik faktörlere ışık tutmaktadır.

Tatliyer (2016), Türkiye’de yüksek enflasyonun temel nedenleri olarak bütçe açıkları, parasallařma ve faiz yükünün artıřını ele almıřtır. Çalışma, bu faktörlerin yüksek enflasyon ile karřılıklı olarak birbirini pekiřtirdiđini ve uzun süre enflasyonun düşürülememesine yol aadıđını ifade etmiřtir. 2000’li yıllarda bütçe açıklarının azaltılması ve parasallařtırmanın terk edilmesiyle enflasyonun tek haneli seviyelere düşürülmesinde merkez bankası politikalarının etkisi vurgulanmıřtır.

Taban ve řengür (2016), Türkiye’de enflasyonun daha çok maliyet kaynaklı faktörlerden etkilendiđini, talep yönlü faktörlerin daha az etkili olduđunu belirtmiřtir. Çalışma, faiz oranlarının dıřında

kalan üretim maliyetlerini etkileyen faktörlerin TÜFE üzerinde pozitif etkisinin olduğunu ortaya koymuştur. Çalışmanın sonuçları, Türkiye'deki enflasyonun dönem boyunca daha çok maliyet itişli olduğunu vurgulamaktadır.

Korkmaz (2017), Türkiye'de enflasyonu etkileyen temel faktörler olarak mevduat faiz oranları, reel döviz kurları ve GSYH büyüme oranlarını ele almıştır. Çalışmada, mevduat faiz oranlarının hem kısa hem de uzun vadede enflasyon üzerinde etkili olduğu; reel döviz kurlarının kısa vadede, GSYH büyüme oranının ise uzun vadede etkili olduğu belirtilmiştir. Çalışma, ekonomik dengenin sağlanmasında bu faktörlerin dikkate alınması gerektiğini vurgulamaktadır.

Bulut (2018), Türkiye'deki enflasyon beklentilerinin belirleyicilerini analiz etmiştir. Çalışma, 12 ay ileriye yönelik enflasyon beklentilerinin geçmiş enflasyon, enflasyon hedefi, çıktı açığı, döviz kuru, petrol fiyatları ve EMBI ile pozitif ilişkili olduğunu; 24 ay ileriye dönük beklentilerin ise geçmiş enflasyon ve döviz kuru ile pozitif, ancak enflasyon hedefi ve EMBI ile negatif ilişkili olduğunu göstermiştir. Ayrıca, 12 aylık beklentilerin 24 aylık beklentilere kıyasla daha fazla değişken tarafından etkilendiği belirtilmiştir. Çalışma, Türkiye'deki enflasyon beklentilerinin yeterince iyi sabitlenmediğini ifade etmektedir.

Alev, (2019), Türkiye'de enflasyonun uzun vadeli belirleyicileri olarak para arzı, bütçe açıkları ve tüketici kredileri üzerindeki faiz oranlarına dikkat çekmiştir. Çalışma, kısa vadede döviz kuru oynaklığının enflasyonu tetiklediğini, ancak istatistiksel olarak anlamlı bir etkisi olmadığını belirtmiştir. Uzun vadede ise para arzı ve bütçe açıklarının enflasyon ile pozitif bir ilişki içinde olduğu vurgulanmıştır.

Korap ve Dikilitaş (2019), Türkiye'de enflasyonun temel belirleyicileri olarak geçmiş enflasyon beklentilerini ve pozitif döviz kuru şoklarını öne çıkarmıştır. Çalışma, ARDL sınır testi yaklaşımını kullanarak, maliyet odaklı faktörlerin enflasyon üzerinde önemli etkilerinin olduğunu ortaya koymuştur. Geçmiş

enflasyonun yanı sıra döviz kuru şoklarının da iç talep enflasyonu üzerinde etkili olduđu vurgulanmıřtır. Çalışma, Türkiye ekonomisindeki enflasyonist yapının maliyet yönlü faktörlerden güçlü bir şekilde etkilendiđini ortaya koymaktadır.

Sıklar ve Sıklar (2022), Türkiye’de enflasyonun belirlenmesinde arz yönlü faktörlerin talep yönlü faktörlerden daha baskın olduđunu ortaya koymuřtur. Çalışmada, ithalat fiyatları, petrol fiyatları ve gaz fiyatlarının enflasyon şoklarının yaklaşık %42’sini, para arzı gibi talep yönlü faktörlerin %40’ını ve döviz kuru ile ücretler gibi kontrol deđişkenlerinin %18’ini oluřturduđu belirtilmiřtir. Çalışma, yapısal vektör otoregresyon (SVAR) yöntemiyle Türkiye’de enflasyonun kaynaklarını analiz ederek, politika yapıcılar için faydalı çıkarımlar sunmaktadır.

Yılmazkuday (2021), Türkiye’de enflasyonun negatif politika faiz şokları, pozitif döviz kuru şokları ve küresel petrol fiyatlarındaki artışlardan kaynaklandığını vurgulamaktadır. Çalışma, Türk enflasyonunun oynaklığının büyük ölçüde küresel petrol fiyatları ve döviz kuru hareketleri ile açıklandığını ve döviz kuru şoklarının enflasyon üzerindeki katkısının zamanla arttığını belirtmiřtir. Politika faizlerinin artırılmasının ya da döviz kuru deđer kayıplarının önlenmesinin, fiyat istikrarını sağlamada etkili bir parasal politika olacađı sonucuna varılmıřtır.

Rahmani ve Güriş (2022), Türkiye ekonomisinde enflasyon ve enflasyon belirsizliđi arasındaki iliřkiye yapısal kırılmaların etkisini incelemiřtir. Ancak çalışmanın özeti, ana bulgular ya da sonuçlar hakkında bilgi sunmamaktadır. Bu durum, yapısal kırılmaların enflasyon üzerindeki etkisinin gelecekte daha detaylı analiz edilmesi gerektiđini göstermektedir.

Kolcu (2023), döviz kuru, para arzı, faiz oranları ve bütçe açıklarının Türkiye’deki enflasyonun ana belirleyicileri olduđunu ifade etmiřtir. Çalışma, döviz kurunun hem kısa hem de uzun vadede enflasyon üzerinde pozitif ve istatistiksel olarak anlamlı bir etkiye sahip olduđunu, reel para arzındaki artışların ise enflasyon üzerinde

negatif bir etkisi olduğunu vurgulamıştır. Faiz oranlarının enflasyon üzerindeki etkisi ise nispeten küçük bulunmuştur.

Korkmaz (2023), Türkiye’de enflasyon oranlarını etkileyen faktörleri analiz etmiştir. Çalışma, cari dönem GSYH büyüme oranı ve para arzının enflasyonu pozitif yönde etkilediğini; önceki dönem büyüme oranı ve yerel kredi hacmi gibi değişkenlerin de enflasyon üzerinde anlamlı bir etkisi olduğunu ortaya koymuştur. Ayrıca, 2000-2001 krizleri ve 2023 depremleri gibi tarihi olayların enflasyon oranlarını öngörülemez şekilde etkilediği belirtilmiştir.

Literatürden anlaşılacağı üzere enflasyon oldukça karmaşık bir olgudur. Bu çalışmada daha çok reel iktisadi göstergelerin enflasyon üzerindeki etkilerine yoğunlaşılacaktır. Birim iş gücü maliyeti, ithalat fiyatları ve petrol fiyatı değişkenleri ekonominin finansal tarafından çok reel üretim noktasına temas eden göstergelerdir. Bunlara ek olarak global politika belirsizliği değişkeni modele eklenmiştir. Buradaki amaç ise Türk ekonomisindeki fiyatlar genel düzeyi üzerinde global ekonomik belirsizliklerin etkilerini de gözlemlemektir.

### 3. KURAMSAL ÇERÇEVE

Enflasyon, ortaya çıkış nedenlerine göre talep enflasyonu, maliyet enflasyonu, yapısal enflasyon, yerleşik enflasyon olarak çeşitli alt kategorilere ayrılabilir. Bu çalışmada Türkiye için enflasyon, maliyet etki çerçevesinde değerlendirilecek ve ortaya güncel ampirik kanıtlar sunulacaktır. Maliyet (Mark-up) enflasyonu, fiyatların belirlenmesinde firmaların maliyetleri üzerine eklediği bir marjın etkisiyle ortaya çıkan enflasyon türüdür. Bu kavram, özellikle monopol veya oligopol piyasa yapılarında, firmaların piyasa gücünü kullanarak fiyatlarını artırmaları sonucunda oluşur. Maliyet enflasyonu, genellikle üretim maliyetleri ve piyasa koşulları ile ilişkilidir. Firmalar, maliyetlerini karşılamak ve kâr elde etmek amacıyla ürün fiyatlarına belirli bir oran eklerler. Bu ekleme, mark-up oranı olarak adlandırılır ve piyasa koşullarına göre değişkenlik gösterebilir (Fabiani ve diğerleri, 2005; Gwin ve VanHoose, 2012). Maliyet enflasyonunun dinamikleri, piyasa yapısına ve rekabet

kořullarına baęlı olarak deęiřir. Örneęin, monopolistik rekabet ortamında firmalar, maliyetlerini ařan fiyatlar belirleyerek kârlarını maksimize etmeye çalışırlar. Bu durum, fiyatların artmasına ve dolayısıyla enflasyonist baskılara yol açabilir (Gwin ve VanHoose, 2012; Livat ve Remaud, 2018). Ayrıca, mark-up oranlarının artması, genel fiyat seviyesini etkileyerek enflasyonun yükselmesine neden olabilir. Özellikle, gıda fiyatları gibi temel tüketim maddelerinde mark-up şokları, enflasyon üzerinde belirgin bir etki yaratmaktadır (Bhattacharya, Jain ve Singh, 2019; Kaur, 2023). Maliyet enflasyonu, aynı zamanda maliyet artışları ve talep kořulları ile de ilişkilidir. Arařtırmalar, mark-up oranlarının artışının, özellikle iş gücü maliyetleri ve dięer girdi maliyetleri ile pozitif bir ilişki içinde olduğunu göstermektedir. Örneęin, Türkiye'deki imalat sanayisinde, gerçek ücret artışlarının kâr marjları üzerinde olumlu bir etkisi olduğu bulunmuřtur (Gunay, Metin-Ozcan ve Yeldan, 2005). Bu durum, mark-up enflasyonunun, maliyetlerin artmasıyla nasıl tetiklendięini ortaya koymaktadır. Sonuç olarak, mark-up enflasyonu, piyasa yapısı, maliyet dinamikleri ve rekabet kořulları ile doğrudan ilişkilidir. Firmaların fiyat belirleme stratejileri ve piyasa gücü, mark-up oranlarını etkileyerek enflasyon üzerinde önemli bir rol oynamaktadır. Bu nedenle, mark-up enflasyonu, ekonomik analizlerde dikkate alınması gereken önemli bir faktördür (Dahem, 2014; Monfort ve Peña, 2008).

Ampirik çerçevede ise maliyet enflasyonunun modellenmesi için Brouwer ve Ericsson (1998) çalışmasında önerilen model temel alınmıřtır. Buna göre tüketici fiyatlarının üzerinde üç önemli faktör rol oynamaktadır. Bunlar işgücü maliyetleri, ithalat fiyatları ve enerji fiyatlarıdır.

$$P = \mu ULC^{\beta_1} IP^{\beta_2} PET^{\beta_3} \quad (1)$$

Burada,  $P$  tüketici fiyat endeksi,  $ULC$  birim işgücü maliyeti endeksi,  $IP$  ithalat birim deęer endeksi ve  $PET$  ise petrol fiyatı endeksidir. Model (1)'in çift taraflı doğal logaritması alınırsa ařaęıdaki model elde edilir:

$$\ln P = \ln \mu + \beta_1 \ln ULC + \beta_2 \ln IP + \beta_3 \ln PET \quad (2)$$



Model (2) açıkça tüketici fiyatlarını etkileyen temel maliyet kalemlerini içermektedir. Ayrıca bu çalışmada Türkiye için maliyet enflasyonunun Model (2)'de belirtilen temel üç belirleyicisinin yanına Global Ekonomik Politika Belirsizliği Endeksi değişkenini de bir kontrol değişkeni olarak ekleyerek, Türkiye dışında gelişen global öngörülemez değişimlerin Türkiye'nin maliyet enflasyonu üzerindeki etkilerinin de ortaya konması amaçlanmıştır.

#### 4. AMPİRİK ANALİZ

Çalışmada kullanılacak ampirik model Model (2) temelinde oluşturulan aşağıdaki modeldir:

$$ln\text{tfe}_t = \delta_0 + \delta_1 \ln\text{lnc}_t + \delta_2 \ln\text{imp}_t + \delta_3 \ln\text{pp}_t + \delta_4 \ln\text{gu}_t + \varepsilon_t \quad (3)$$

Modelde yer alan değişkenlerin tanımı ve kaynağı Tablo 1'de sunulmuştur. Model (3) parametrelerin yapısı gereği doğrusal bir regresyon modelidir. Ancak analizin ilerleyen safhalarında modele çeşitli yapısal kırılmaları temsil eden ikili değişkenler eklenecektir.

**Tablo 1.** Çalışmada Kullanılan Değişkenler

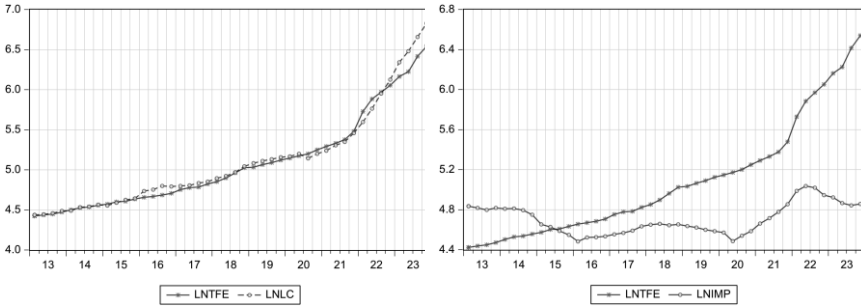
Değişken	Tanım	Kaynak
$ln\text{tfe}_t$	Tüketici Fiyat Endeksi (Doğal TCMB EVDS* Logaritma, 2015=100)	
$ln\text{lnc}_t$	Birim İşgücü Maliyeti Endeksi OECD Data (2015=100)	
$ln\text{imp}_t$	İthalat Birim Değer Endeksi TCMB EVDS* (2015=100)	
$ln\text{pp}_t$	Avrupa Brent Petrol Spot Fiyatı (Varil Başına Dolar, Doğal Logaritma)	TCMB EVDS*
$ln\text{gu}_t$	Global Ekonomik Politika Belirsizliği Endeksi (Doğal Logaritma)	(Baker, Bloom ve Davis, 2016)

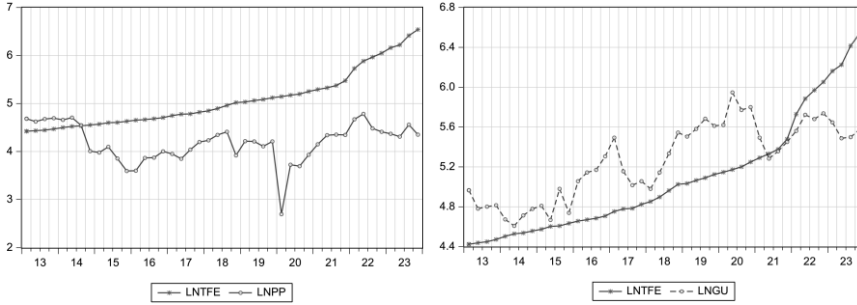
\*Türkiye Cumhuriyet Merkez Bankası, Elektronik Veri Dağıtım Sistemi.

-Tüm seriler 2013 – 2023 yılları için çeyreklik olarak elde edilmiştir.

Tablo 1'deki değişkenler incelendiğinde Model (1) temelinde maliyet enflasyonu olgusunu oluşturan üç önemli faktörün

analize dahil edildiđi görülmektedir. Modelde enerji fiyatları olarak TCBM’de yayınlanan Avrupa Brent Petrol Spot Fiyatı deđiřkeni kullanılmıřtır. Buna ek olarak Global Ekonomik Politika Belirsizliđi Endeksi de modele eklenerek standart maliyet enflasyonu modeli geniřletilmiřtir. Daha keskin neticeler ortaya koyan ekonometrik analiz öncesinde incelenen deđiřkenlerin zaman serisi grafiklerini incelemek öncü deđerli yorumlar edinilmesi için faydalı olabilir. Maliyet enflasyonu modelinin bađımlı deđiřkeni olan tüketici fiyat endeksinin dođal logaritması ile diđer bađımlı deđiřkenlerin dođal logaritmalarının birer birer resmedildiđi dört zaman serisi grafiđi Őekil 1’de sunulmuřtur. Bu dört grafikte serilerin zaman içerisindeki seyirleri incelendiđinde birim iř gücü maliyetinin tüketici fiyatları ile oldukça yakın bir patikayı izlediđi görülmektedir. İř gücü maliyetlerinin yanında global belirsizlik endeksinin yine nispeten Türkiye’nin tüketici fiyatları ile birlikte artan bir trende sahip olduđu grafiđe yansımıřtır. Diđer deđiřkenler için grafikler yorumlanacak olursa ithalat fiyatlarının 2020 sonrasında tüketici fiyatları ile birlikte artmakta olduđu, petrol fiyatlarının ise 2020 öncesi düşüřü dışında genel olarak yatay seyrettiđi görülmektedir. Grafiklerden yola çıkılarak ayrıntılı analizlere geçmeden önce birim iř gücü maliyetleri ile global belirsizlik endeksinin Türkiye’de tüketici fiyatlarının belirleyicileri olmaları hususunda bir ön çıkarıma sahip olunması beklenebilir.





**Şekil 1.** Değişkenlerin Doğal Logaritmalarının Zaman Serisi Grafliği

Değişkenlerin durağanlık durumlarının test edilmesi ekonometrik zaman serileri araştırmaları için ilk aşamadır. Birim testleri de denilen bu sınamaların neticesinde incelenen ampirik modelin doğrudan parametre tahminlerin gerçekleştirilmesine veya eşbütünleşme analizi gibi farklı parametre tahmin yöntemlerinin takip edilmesine karar verilir. Çalışmada ele alınan değişkenlerin birim kök sınamaları gerçekleştirilmiş ve sonuçlar Tablo 3'te sunulmuştur.

**Tablo 3.** Değişkenlerin Birim Kök Test Sonuçları

Değişken	Test Tipi	Gecikme	Test İstatistiği	p-değeri	Kırılma Tarihi
$lntfe_t$	$ADF^Y$	1	2.488	0.996	-
	$ZA^T$	1	-4.353	0.000***	2021 Q2
$\Delta lntfe_t$	$ADF^T$	0	-4.033	0.015**	-
$lnlc_t$	$ADF^Y$	2	1.175	0.936	-
	$ZA^T$	2	-6.603	0.000***	2021 Q4
$\Delta lnlc_t$	$ADF^Y$	1	0.637	0.850	-
$lnimp_t$	$ADF^S$	1	-1.756	0.397	-
	$ZA^S$	2	-4.086	0.003***	2020 Q3
$\Delta lnimp_t$	$ADF^Y$	0	-3.420	0.001***	-
$lnpp_t$	$ADF^S$	0	-3.154	0.030**	-
	$ZA$	0	-4.250	0.778	2015 Q4
$\Delta lnpp_t$	$ADF^S$	0	-9.245	0.000***	-
$lngu_t$	$ADF^T$	0	-2.703	0.241	-
	$ZA^S$	0	-4.370	0.004***	2021 Q1
$\Delta lngu_t$	$ADF^T$	0	-7.075	0.000***	-

- Maksimum gecikme 6 olarak seçilmiştir. “ $\Delta$ ” simgesi serilerin 1. farklarını ifade etmektedir. ADF, genişletilmiş Dickey ve Fuller testini, ZA ise Zivot ve Andrews testini göstermektedir.

-\*, \*\*, \*\*\* sırası ile %10, %5 ve %1 anlamlılık düzeylerinde birim kök olmadığını gösteren yokluk hipotezinin reddedildiđi testleri ifade etmektedir.

-Test tipi kısaltmaları üstünde yer alan ifadeler Y, S, ve T sırası ile yalın, sabit ve sabit-trend içeren modellerden hesaplanan birim kök sınamalarını göstermektedir.

Tablo 3'te iki birim kök sınamasının sonuçlarına yer verilmiştir. Bunlardan ilki ve en bilineni Dickey ve Fuller (1981) (Augmented Dickey-Fuller, ADF) sınamasıdır. Doğrusal bir birim kök sınaması olan ADF sınaması serilere etki eden ve onları doğrusal olmayan bir dinamik kazandıran yapısal kırılmaları dikkate almaz. Ancak, Türkiye ekonomisi söz konusu olduğunda ve Şekil 1'de verilen grafikler incelendiğinde iktisadi değişkenlerin doğrusal bir yapıda olmasını beklemek doğru bir varsayım olmaz. Bu nedenle değişkenlere yapısal kırılmaları ADF test sürecine dahil ederek mevcut yöntemi geliştiren Zivot ve Andrews (1992) birim kök sınaması da uygulanmış ve uygun kırılma tarihleri ile birlikte test sonuçları raporlanmıştır. Test sonuçları değerlendirildiğinde petrol fiyatları değişkeni hariç tüm değişkenlerin doğrusal ADF birim kök sınaması sonuçlarına göre durağan olmadıkları ancak petrol fiyatlarının durağan olduğu bulunmuştur. Değişkenlerin birinci farkları ise durağandır. Buna göre eğer doğrusal olmayan etkiler göz ardı edilirse ekonometrik analize gecikmesi dağıtılmış otoregresif modeller çerçevesinde geliştirilen sınır eşbütünleşme analizi ile devam edilmesi gerekir. Ancak yapısal kırılma dinamiđi analize dahil edildiğinde ortaya farklı bir durum çıkar. ZA birim kök sınamaları  $lnpp_t$  hariç diğer serilerin tamamının yapısal kırılma dikkate alındığında durağan olduğunu göstermektedir. Buna göre doğrusal ADF sınamasına göre durağan bulunan  $lnpp_t$  değişkeni ile birlikte diğer tüm değişkenlerin durağan olduğu sonucuna varılabilir. Ancak bu noktadan sonra regresyon parametreleri tahmin edilirken yapısal kırılmanın dikkate alınması elzemdir. Tek bir yapısal kırılma olması durumunda elde edilen parametre tahminleri Tablo 4'te sunulmuştur.

**Tablo 4.** Tek Kırılma Altında Regresyon Parametreleri Tahmin Sonuçları

Bağımlı değişken: $lntfe_t$ , Tahmin Dönemi: 2013 Q1-2023 Q4, 44 Gözlem									
Dönem	Değişkenler					$\bar{R}^2$	F ist.	White	B-G
	Sabit	$lnlc_t$	$lnimp_t$	$lnpp_t$	$lngu_t$			LM Testi	LM Testi
2013Q1	0.543	0.504	0.338	-0.028	0.030	0.998	3143.737 (0.000)	17.666 (0.061)	5.019 (0.025)
2020Q2	(0.412)	(0.002)	(0.001)	(0.053)	(0.308)				
2020Q3	-0.930	0.640	0.028	0.207	0.263				
2023Q4	(0.000)	(0.000)	(0.768)	(0.001)	(0.000)				

- Değişkenler sütunundaki değerlerin altında yer alan parantez içindeki sayılar, ilgili değişkene ait parametre tahminin t istatistiği olasılık değeridir (p-value, p-değeri).  
- F, White LM ve B-G LM Testlerinin altında parantez içinde gösterilen değerler test istatistiklerinin olasılık değerlerini (p-value, p-değeri) ifade etmektedir.

Tablo 4'te raporlanan bulgulara göre Türkiye için maliyet enflasyonunda yapısal kırılma 2020 2. çeyrek ile 3. çeyrek arasında tahmin edilmiştir. Kırılma anı korona pandemisi dönemine denk gelmektedir. Kırılma öncesi dönemde global belirsizlik endeksine ait parametre tahmini hariç diğer değişkenlerin parametre tahminleri istatistiki olarak anlamlıdır. Pandemi sonrası dönemde ise ithalat fiyatları için tahmin edilen parametre istatistiki olarak anlamlı değil iken diğer parametre tahminleri anlamlı bulunmuştur. Modelin açıklama gücü yüksek ve genel anlamlılığına dair hesaplanan F istatistiği modelin anlamlılığına işaret etse de model, ekonometrik problemlerden mustarıptir. Heteroskedasticity ve otokorelasyon sorunu için uygulanan test istatistiklerinin bulgularına göre modelin hata terimi her iki probleme de neden olan varsayımların sağlanmasından uzaktır. Bu nedenle her ne kadar istatistiki olarak anlamlı bulunmuş olsalar da bu modele ait parametre tahminleri iktisadi olarak yorumlanamazlar.

Tek yapısal kırılmalı modelin parametre tahmin bulgularında rastlanılan sorunlardan ötürü model iki yapısal kırılma için yeniden tahmin edilmiş ve sonuçlar Tablo 5'te gösterilmiştir.

**Tablo 5.** İki Kırılma Altında Regresyon Parametreleri Tahmin Sonuçları

Bağımlı değişken: $ln t f e_t$ , Tahmin Dönemi: 2013 Q1-2023 Q4, 44 Gözlem									
Dönem	Değişkenler					$\bar{R}^2$	F ist.	White	B-G
	Sabit	$lnlc_t$	$lnimp_t$	$lnpp_t$	$lngu_t$			LM Testi	LM Testi
2013Q1	4.777	-0.186	0.077	0.002	0.016	0.999	7682.645 (0.000)	18.969 (0.2151)	0.068 (0.794)
2017Q3	(0.000)	(0.014)	(0.279)	(0.912)	(0.346)				
2017Q4	1.117	0.185	0.398	-0.004	0.095				
2021Q4	(0.000)	(0.011)	(0.000)	(0.264)	(0.000)				
2022Q1	-2.624	0.621	0.530	0.224	0.042				
2023Q4	(0.077)	(0.000)	(0.004)	(0.000)	(0.499)	- Değişkenler sütunundaki değerlerin altında yer alan parantez içindeki sayılar, ilgili değişkene ait parametre tahminin t istatistiği olasılık değeridir (p-value, p-değeri). - F, White LM ve B-G LM Testlerinin altında parantez içinde gösterilen değerler test istatistiklerinin olasılık değerlerini (p-value, p-değeri) ifade etmektedir.			

Tablo 5'te yer alan parametre tahminleri 2017 3. çeyrek ve 2022 1. çeyrek dönemlerinde gözlenmiş iki yapısal kırılma altında hesaplanmıştır. Bu tablodaki parametre tahminlerine sahip model Tablo 4'te raporlananın aksine ekonometrik sorunların hiçbirine sahip değildir. Açıklama gücü yüksek ve F istatistiğine göre modelin genel anlamlılığı kabul edilen tüm anlamlılık seviyeleri için sağlanmaktadır. Tablo 5'te özetlenen model Türkiye'nin maliyet enflasyonunu üç dönemde incelemenin doğru olduğunu istatistiki olarak ortaya koymaktadır. Buna göre ilk dönem 2013 1. çeyrek ile 2017 3. çeyrektir. Bu dönemde birim iş gücü maliyeti ile enflasyon arasında beklentilerin aksine negatif yönlü bir ilişki mevcutken, ithalat ve enerji fiyatlarının ve global belirsizlik endeksinin tüketici fiyatları üzerinde anlamlı bir etkisi yoktur. Bu dönem oldukça dikkat çekici bulgular sunmakta, 2017 ve öncesinde Türkiye'de maliyet enflasyonunu besleyecek unsurların etkin olmadığını göstermektedir. Bu nedenle 2017 öncesinde Türkiye'deki enflasyonun maliyet enflasyonu olarak nitelendirmenin doğru olmayacağı ortadadır. Ancak 2017 4. Çeyrek ve 2021 4. Çeyrek arası kapsayan dönemde farklı bir manzara ile karşılaşmakta ve petrol fiyatları hariç tüm değişkenlerin tüketici fiyatları üzerinde anlamlı etkilerinin olduğu görülmektedir. Bulgulara göre 2017-2021 arasında hem iş gücü maliyeti hem ithalat fiyatları hem de global belirsizlik fiyatlar genel düzeyindeki artışı beslemektedir. 2017

döneminin aksine artık Türkiye için gözlenen enflasyonun ortaya çıkış nedeni olarak maliyet enflasyonunu dikkate alınmaya başlanmalıdır. Modelin ortaya koyduğu sonuçlara göre 2022-2023 yıllarını kapsayan kısa son dönemde ise global belirsizlik tüketici fiyatları üzerindeki anlamlı etkisini kaybetmiş ancak petrol fiyatlarının etkisi istatistiki olarak anlamlı hale gelmiştir. Bu dönem için elde edilen parametre tahminlerine göre tüketici fiyatları üzerindeki en büyük etkiye iş gücü maliyetleri sahipken iş gücü maliyetlerini ithalat fiyatları ve petrol fiyatları takip etmektedir.

Değişkenler bazında incelendiğinde iş gücü maliyeti tahmin edilen 3 dönemde de tüketici fiyatları üzerinde anlamlı etkisinin olduğu görülmüştür. 2017 öncesi dönemde bu etkinin negatif olması düşündürücüdür. Bu beklentilere uymayan sonuç, anlamlı bulunamayan diğer parametre tahminleri ile birlikte ilgili dönemdeki tüketici fiyatlarının maliyet enflasyonu karakterinde olmadığını işaret etmektedir. Türkiye için tahmin edilen maliyet enflasyonu modelindeki bir diğer önemli unsur ithalat fiyatlarıdır. İthalat fiyatlarına ait parametre tahminleri 2017-2021 ve 2022-2023 dönemleri için anlamlı bulunmuştur. 2017-2021 arası dönemde fiyatlar genel düzeyini en çok etkileyen ithalat fiyatları iken 2022-2023 döneminde iş gücü maliyetlerinin ardından TÜFE'yi en çok etkileyen ikinci değişkendir. Bu sonuçlara göre ithalat fiyatlarının Türkiye için maliyet enflasyonunu besleyen en önemli unsurlardan birisi olduğu söylenebilir. Modelde enerji fiyatlarını temsilen yer alan petrol fiyatları değişkenine ait parametre tahminlerinden sadece 2022-2023 dönemi için hesaplanan parametre tahmini istatistiki olarak anlamlıdır. Bu dönemde de petrol fiyatlarının tüketici fiyatları üzerindeki etkisi küçük olmuştur. Son olarak modele bir kontrol değişkeni olarak eklenen global belirsizlik endeksi değişkenine ait parametre tahminlerinden sadece 2017-2021 arası için hesaplanan istatistiki olarak anlamlıdır. Bu dönemde özellikle pandeminin etkisi ile global belirsizliğin Türkiye'deki maliyet enflasyonu üzerinde etkisini hissettirdiği görülmektedir.

## 5. TARTIřMA ve SONUÇ

Türkiye'nin 2013-2023 dönemine ait maliyet enflasyonu dinamiklerini üç farklı alt dönemde inceleyen bu çalışma maliyet enflasyonu üzerinde ekonomik yapının ve dışsal etkilerin deęişen doğasını yansıtmaktadır. Elde edilen bulgulara göre 2013-2017 döneminde birim iş gücü maliyetleri ile tüketici fiyatları arasında negatif bir ilişki gözlemlenmiş ve bu dönemde ithalat fiyatları, petrol fiyatları ve global belirsizlik endeksinin anlamlı etkilerinin bulunmadığı tespit edilmiştir. Bu sonuçlar, 2017 öncesi dönemde Türkiye'deki enflasyonun maliyet enflasyonu ile açıklanamayacağını göstermektedir. Dolayısıyla, bu dönem incelenirken politika yapıcılar ve arařtırmacılar dikkatlerini talep yönlü enflasyonist baskılara odaklamalıdır.

2017-2021 dönemine gelindiğinde, ithalat fiyatları, iş gücü maliyetleri ve global belirsizlik endeksinin maliyet enflasyonunu beslediği görülmektedir. Özellikle ithalat fiyatlarının bu dönemde fiyatlar genel düzeyine yaptığı katkı, küresel ticaret ve döviz kuru dalgalanmalarının Türkiye ekonomisi üzerindeki etkilerini vurgulamaktadır. Ayrıca, bu dönemde iş gücü maliyetlerinin anlamlı ve pozitif etkisi, ücret artışlarının enflasyon üzerindeki rolünü öne çıkarmaktadır. Bu bulgular, politika yapıcıların bu dönemde hem döviz kurunu dengelemek için daha etkin önlemler almasını hem de iş gücü maliyetlerini daha sürdürülebilir bir şekilde yönetmesi gerektirdiğini işaret etmektedir. Bunun yanında, global belirsizliklerin etkisi, özellikle pandeminin tetiklediği küresel şoklara karşı Türkiye'nin makroekonomik esnekliğini artıracak politikaların önemini vurgulamaktadır.

2022-2023 dönemine dair bulgular ise petrol fiyatlarının tüketici fiyatları üzerinde anlamlı hale geldiğini, ancak global belirsizliklerin etkisini yitirdiğini göstermektedir. Bu dönemde, iş gücü maliyetleri maliyet enflasyonu üzerinde en güçlü etkidir; ithalat fiyatları ise ikinci sırada yer almıştır. Bu sonuçlar, enerji piyasalarındaki dalgalanmaların ekonomik istikrar üzerindeki rolünü ve iş gücü maliyetlerini yönetmenin önemini ortaya koymaktadır. Bu



bağlamda, Türkiye'nin enerji ithalatına bağımlılığını azaltacak stratejik yatırımlar yapması ve enerji maliyetlerini dengeleyici politikalar uygulaması gerekmektedir. Ayrıca, ithalat fiyatlarının süregelen etkisi, dış ticaret politikalarının ve döviz kuru yönetiminin maliyet enflasyonunu kontrol etmede kritik öneme sahip olduğunu göstermektedir.

Sonuç olarak, Türkiye'de maliyet enflasyonu dinamiklerinin dönemsel farklılıklar sergilediği ve bu farklılıkların içsel ekonomik faktörlerden olduğu kadar dışsal şoklardan da etkilendiği anlaşılmaktadır. Politika önerileri, döviz kuru istikrarını sağlamak, iş gücü maliyetlerini makroekonomik hedeflerle uyumlu bir şekilde yönetmek ve enerji bağımlılığını azaltmak üzerine odaklanmalıdır. Bu yaklaşımlar, maliyet kaynaklı enflasyonu kontrol altına almanın yanı sıra Türkiye'nin ekonomik direncini artıracak uzun vadeli bir strateji oluşturacaktır.

## KAYNAKÇA

- Alev, N. (2019). Türkiye’de Enflasyonun Belirleyicileri: ARDL Sınır Testi Yaklaşımı (2006:Q1-2018:Q2 Dönemi). *Uluslararası Ekonomi İşletme ve Politika Dergisi*, 3(1), 1-18. doi:10.29216/ueip.471966
- Atgür, M. ve Altay, O. N. (2015). Enflasyon ve Nominal Faiz Oranı İlişkisi: Türkiye Örneği (2004-2013)(Relationship Between. *Yönetim ve Ekonomi Celal Bayar Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*, 22(2), 521. doi:10.18657/yecbu.78391
- Baker, S. R., Bloom, N. ve Davis, S. J. (2016). Measuring Economic Policy Uncertainty\*. *The Quarterly Journal of Economics*, 131(4), 1593-1636. doi:10.1093/qje/qjw024
- Bayramoglu, A. ve Allen, L. (2016). Inflation Dynamics and Monetary Transmission in Turkey in the Inflation Targeting Regime. *Journal of Reviews on Global Economics*, 6, 1-14. doi:10.6000/1929-7092.2017.06.01
- Bhattacharya, R., Jain, R. ve Singh, A. (2019). Measuring the contribution of mark-up shock in food inflation in India. *IIMB Management Review*, 31(2), 167-181. doi:10.1016/j.iimb.2019.03.015
- Brouwer, G. D. ve Ericsson, N. R. (1998). Modeling Inflation in Australia. *Journal of Business & Economic Statistics*, 16(4), 433-449. doi:10.1080/07350015.1998.10524783
- Bulut, U. (2018). Inflation Expectations in Turkey: Determinants and Roles in Missing Inflation Targets. *Journal of Central Banking Theory and Practice*, 7(3), 73-90. doi:10.2478/jcbtp-2018-0024
- Dahem, A. (2014). Drivers and Forecasting Inflation for Agreement Agadir Countries. *Journal of World Economic Research*, 3(6), 33. doi:10.11648/j.jwer.s.2014030601.15
- Fabiani, S., Druant, M., Hernando, I., Kwapil, C., Landau, B., Loupias, C., ... Stokman, A. C. J. (2005). The Pricing Behaviour of

Firms in the Euro Area: New Survey Evidence. SSRN Electronic Journal. doi:10.2139/ssrn.1703429

Gunay, A., Metin-Ozcan, K. ve Yeldan, E. (2005). Real wages, profit margins and inflation in Turkish manufacturing under post-liberalization. *Applied Economics*, 37(16), 1899-1905. doi:10.1080/00036840500217903

Gwin, C. ve VanHoose, D. D. (2012). Price and Wage Stickiness, Inflation and Profits\*. *The Manchester School*, 80(3), 263-278. doi:10.1111/j.1467-9957.2011.02241.x

Kaur, S. (2023). A Decade of Impact of Monetary Policy on Food Inflation: An Overview and Future Direction. *Vision: The Journal of Business Perspective*, 27(4), 498-509. doi:10.1177/09722629211015603

Kibritcioglu, A. (2001). Causes of Inflation in Turkey: A Literature Survey with Special Reference to Theories of Inflation. SSRN Electronic Journal. doi:10.2139/ssrn.277873

Kolcu, F. (2023). Türkiye’de enflasyonun belirleyicileri. *Hitit Sosyal Bilimler Dergisi*, 16(1), 31-56. doi:10.17218/hititsbd.1207652

Korap, L. ve Dikilitaş, S. (2019). Türkiye Ekonomisindeki Enflasyonist Yapının Değerlendirilmesine Yönelik Ekonometrik Bir Uygulama. *Sosyal Ekonomik Araştırmalar Dergisi*, 19(37), 62-79. doi:10.30976/susead.524756

Korkmaz, Ö. (2017). Enflasyon Oranını Etkileyen Faktörlerin Belirlenmesi: Türkiye Üzerine Bir Uygulama. *Dokuz Eylül Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Dergisi*, 32(2), 109-142. doi:10.24988/deuiibf.2017322589

Korkmaz, Ö. (2023). Enflasyon Oranını Etkileyen Faktörlerin Belirlenmesi: 2007-2023 Dönemi Türkiye Ekonomisi için Bir Uygulama. *Hak İş Uluslararası Emek ve Toplum Dergisi*, 12(34), 352-378. doi:10.31199/hakisderg.1401297

Lim, M. G. ve Papi, M. L. (1997). An econometric analysis of the determinants of inflation in Turkey. International Monetary Fund.

Livat, F. ve Remaud, H. (2018). Factors Affecting Wine Price Mark-up in Restaurants. *Journal of Wine Economics*, 13(2), 144-159. doi:10.1017/jwe.2018.18

Metin, K. (1995). An Integrated Analysis of Turkish Inflation. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 57(4), 513-531. doi:10.1111/j.1468-0084.1995.tb00037.x

Metin, K. (1998). The Relationship Between Inflation and the Budget Deficit in Turkey. *Journal of Business & Economic Statistics*, 16(4), 412-422. doi:10.1080/07350015.1998.10524781

Monfort, B. ve Peña, S. (2008). Inflation Determinants in Paraguay: Cost Push Versus Demand Pull Factors. *IMF Working Papers*, 08(270), 1. doi:10.5089/9781451871289.001

Rahmani, E. ve Güriş, B. (2022). Investigation of the Impact of Structural Break on the Relationship between Inflation and Inflation Uncertainty in the Turkish Economy. *Journal of Money and Economy*, 17(2), 183-196. doi:10.52547/jme.17.2.183

Siklar, E. ve Siklar, I. (2022). The Origins and Dynamics of Inflation in Turkey: An SVAR Approach. *Asian Journal of Economics and Empirical Research*, 9(2), 150-165. doi:10.20448/ajeer.v9i2.4262

Taban, S. ve Şengür, M. (2016). Türkiye’de Enflasyonun Kaynağının Belirlenmesine Yönelik Ekonometrik Bir Analiz. *Erciyes Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*, (47), 47-64.

Tatliyer, M. (2016). Enflasyon Neden Yükselir, Nasıl Düşer: Türkiye Örneği. *International Journal of Management Economics and Business*, 12(30), 0-0. doi:10.17130/ijmeb.20163024222

Telatar, F. ve Telatar, E. (2003). The relationship between inflation and different sources of inflation uncertainty in Turkey. *Applied Economics Letters*, 10(7), 431-435. doi:10.1080/1350485032000066868

Yamaçlı, D. S. (2016). Türkiye de Tüketici Enflasyonunun İktisadi Belirleyicileri: ARDL Analizi. *Business and Economics Research Journal*, 7(3), 53-53. doi:10.20409/berj.2016321808

Yilmazkuday, H. (2021). Drivers of Turkish Inflation. *SSRN Electronic Journal*. doi:10.2139/ssrn.3957382

# TEKNOLOJİ SÜRECİNDE DİJİTALLEŞMENİN İNOVASYONA ETKİSİ

Dilek VEYSİKARANI<sup>1</sup>

Sibel ÖRK ÖZEL<sup>2</sup>

## 1. GİRİŞ

Çağımızın kaçınılmaz unsuru olan teknoloji kendini her sektörde ve her alanda göstermektedir. Aile hayatımızdan toplumsal hayata kadar yaşamın her noktasında bilhassa ihtiyaçtan doğan, teknolojinin getirdikleri ve değiştirdikleri bizim de ona ayak uydurmamız için çabalamamıza istemsizce neden olmaktadır.

İşte bu yeni teknolojilerin hayatın her alanına yayılması ile birlikte gelişerek etkisini her yönde hissettiren süreç “dijitalleşme” olarak ifade edilmektedir. Yeni algoritmaların, bulut bilişimin ve büyük verinin hâkim olduğu her alan, tüm işlerin amacı, doğası ve bu işlere bağlı tüm sistemler de dönüşüme uğramaktadır (Atatatanır, 2022, s. 78).

Dijitalleşmeye ilk başlanılan dönemlerde sabit hat aboneliği, mobil hat aboneliği gibi değerlerle dijitalleşme ölçümleri yapılırken bu değerler istenileni yeterince doğru bir şekilde ölçemediğinden bu ölçümler zaman içinde yerini endekslere bırakmıştır. Farklı alanlarda olan dijitalleşmeyi ölçebilmek adına farklı dijitalleşme endeksleri oluşturulmuştur. Dijital Ekonomi ve Toplum Endeksi (DESİ), Küresel Dijitalleşme Endeksi (Global Digitalization Index-GDI), Bilgi ve İletişim Teknolojileri Gelişmişlik Endeksi bu endekslerden bazılarıdır.

Çalışmamızda bu endekslerden GDI ele alınmıştır. GDI, enformasyon ve iletişim teknolojileri sektörünün gelişimini ölçmek için Huawei tarafından 2014 yılında ölçülmeye başlanılan Küresel Bağlantı Endeksi'nin yerini almıştır. Kapsamlı veri araştırması ve analizinden derlenen GDI, yalnızca bağlantıyı değil aynı zamanda bilgi işlem gücü, depolama, bulutlaştırma ve yeşil enerji gibi enformasyon ve iletişim

<sup>1</sup>Arş.Gör.Dr., Munzur Üniversitesi, İİBF, Uluslararası Ticaret ve İşletmecilik Bölümü, Tunceli, Türkiye. [dilekveysikarani@munzur.edu.tr](mailto:dilekveysikarani@munzur.edu.tr), ORCID: 0000-0001-8071-0720

<sup>2</sup>Doç.Dr., Çukurova Üniversitesi, İİBF, Ekonometri Bölümü, Adana, Türkiye. [sork@cu.edu.tr](mailto:sork@cu.edu.tr), ORCID: 0000-0002-7030-3512.

teknolojileri sektörünü etkileyen bir dizi yeni faktörü de inceler. GDI, ülkelerin ekonomik belirsizlik ve yoğun rekabet ortamında bile enformasyon ve iletişim teknolojilerini kapsamlı bir şekilde ilerletmek suretiyle yeni fırsatları nasıl yakalayabileceklerini ve dijital ekonomilerini nasıl hızlandırabileceklerini vurgulamaktadır (Huawei, 2024).

İlk kez 2024 yılında yayımlanan GDI raporu, dünyanın gayrisafi yurtiçi hasılasının (GSYİH) %93'ünü ve küresel nüfusun %80'ini temsil eden 77 ülkeyi ölçmüş ve puanlamıştır. Yani küresel dijital dönüşümdeki genel ilerlemenin iyi bir göstergesidir. GDI; Her Yerde Bağlantı, Dijital Temel, Yeşil Enerji, Politika ve Ekosistem olarak adlandırılan dört önemli bileşen altında toplamda 42 göstergeden oluşur (Global Digitalization Index, 2024).

Tüm bunlara ek olarak teknolojinin bu denli hızlı bir şekilde gelişmesi beraberinde yenilenmeyi, değişimi ve yeniden yapılanmayı da getirmektedir. İşte bu durum inovasyon kavramının gündeme gelmesine sebep olmaktadır. Birebir tanımı olmasa da “inovasyon” yenilik, yenilenme olarak tanımlanabilmektedir (Taş, 2017).

İnovasyon geleneksel bir biçimde Ar-Ge, araştırmacı sayısı ve patent sayısı değişkenleri ile temsil edilmekte olup çok kompleks bir yapıdan oluşmaktadır. Bu şekilde inovasyonun ölçülmesi de inovasyonu tam olarak ifade edememekte ve sonuç açıklamalarında yetersiz kalmaktadır. Bundan dolayı bu durumu inovasyon endeksleri ile ifade etme düşüncesi doğmuştur. İnovasyon endeksleri girdi ve çıktı endekslerinden oluşmakta olup bu kompleks yapıyı daha doğru bir şekilde ifade etmede başarılı olmuşlardır (Süt ve Çetin, 2018, s 300). Küresel İnovasyon Endeksi (Global Innovation Index-GII), Avrupa İnovasyon Endeksi, Küresel Rekabetçilik İnovasyon Endeksi, En Yenilikçi Ekonomi Sıralaması, Dünya Bankası Bilgi Ekonomi Endeksi küresel anlamda kabul edilen endeksler olarak sıralanabilir (Yıldız, 2018, s. 108).

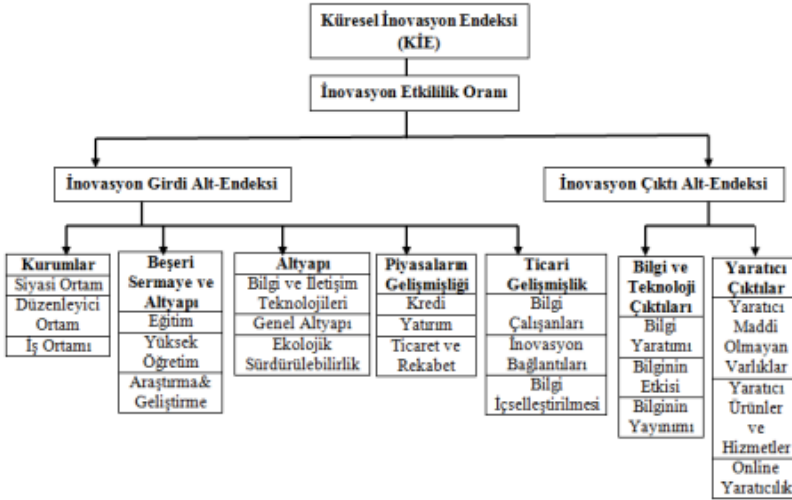
Bu çalışmada ilgili endeksler arasından GII ele alınmıştır. GII; istikrarlı bir biçimde ancak yavaş yavaş, küresel ekonomik büyümenin, daralan inovasyon finansmanının ve durgun üretkenlik zemininde yer alan inovasyonun nabzını tutmaktadır. İlgili endeks günümüzde 133 ülke ekonomisi için inovasyon performansını sıralamakta, inovasyonun zayıf ve güçlü yönlerini vurgulamaktadır. İnovasyonun mümkün olduğunca eksiksiz bir biçimde açıklanmasını amaçlayan bu endeks, her ekonominin altyapısı, eğitimi, politik ortamı ve bilgi yaratımına ilişkin ölçümler de

dahil olmak üzere 73 adet göstergeden oluşmaktadır. GII'nin sunduğu farklı ölçütler, performansı izlemeye ve aynı bölge veya gelir grubundaki ekonomilere göre gelişmeleri karşılaştırmaya da yardımcı olmaktadır (WIPO, 2024).

1970 yılında kurulan Dünya Fikri Mülkiyet Örgütü (World Intellectual Property Organization-WIPO) ile Cornell Üniversitesi ve INSEAD işbirliği tarafından yayınlanmakta olan GII, 2007 yılından bu yana yıllık olarak açıklanmaktadır. İlk açıklandığı yıl 127 ekonomi için açıklanmış iken 2024 yılında 133 ekonomi için açıklanan bu endekse ait göstergelerinde sayısı her geçen yıl artmıştır.

En son değeri 2024 yılında açıklanan GII, 133 ekonomi için açıklanmış ve dünyanın en yenilikçi ekonomilerini sıralamıştır. 2024 yılında İsviçre, 14. kez üst üste dünyanın en yenilikçi ekonomisi olurken, onu İsveç, ABD, Singapur ve Birleşik Krallık takip etmektedir. Ülkemiz ise 2020 yılında 51. sırada yer alırken 2024 yılında 37. sıraya yükselmiştir (WIPO, 2024).

GII girdi ve çıktı alt endeksleri olarak iki alt boyuttan oluşmaktadır. Bu boyutlarda kendi aralarında değişkenlere ve değişkenlerde göstergelere ayrılmaktadır. GII toplamda 21 değişken ve 73 göstergeden oluşmaktadır. Endekse ait değişkenlerin gösterildiği genel yapı Şekil 1 ile sunulmuştur.



Şekil 1. Küresel İnovasyon Endeksi ve Bileşenleri.

Kaynak: Hancıoğlu, 2016, s. 139.



Endüstri 4.0 çağında, inovasyon ve dijitalleşme kaynakları bir bütün haline gelmiş ve bununla birlikte hem yeni ihtiyaçları hem de yeni ürün ve hizmet süreçlerini doğurmuştur. Dijitalleşme olgusu, inovasyonun hizmet, ürün ve süreçte gözle görülür yenilik anlayışını dâhil etmiştir (Sağlam ve İnan, 2021, s. 119).

Endüstri 4.0'ın ardından gelen Endüstri 5.0 ve Endüstri 6.0 dönemleri bazı ülkelerin hali hazırda içinden geçmekte olduğu, bazı ülkelerin o sürece dâhil olmaya çalıştığı dönemlerdir. Bu süreçlere uyma dönemi tabii ki yenilenme ve değişimle mümkün olacaktır. Teknolojik olarak yenilenerek ülkeler bu geçiş süreçlerini yaşayacak, ileri düzeyde dijital teknolojiyi kullandıkça endüstri dönemlerinde çağ atlayacaktır. İşte bu kavramlar düşünüldükçe aslında dijitalleşmenin inovasyonu etkilediği olgusu akıllara gelmektedir.

Tüm bunlardan hareketle çalışmada dijitalleşmeyi temsilen GDI, inovasyonu temsilen GII değişkenleri seçilerek dijitalleşmenin inovasyon üzerine etkisi incelenmiştir. Bu amaçla lojistik regresyon analizi kullanılmıştır. Her iki endekse ait veriler için 2024 yılı verileri kullanılmış olup ülkemizin de içinde bulunduğu ve her iki endekse de dâhil ortak ülkeler olan 76 ülke için analiz gerçekleştirilmiştir.

Dijitalleşme ve inovasyon çağımızın gerekliliklerinden olan unsurlar olduğundan iki kavramın birlikte ele alındığı çalışmalara özellikle güncel çalışmalara literatürde sıklıkla rastlanılmaktadır. Ancak çalışmamızın değişkenlerinden biri olan GDI'nın kullanıldığı bir çalışma bulunmamaktadır. Ayrıca inovasyon ve dijitalleşme ile alakalı endekslerin birlikte ele alındığı bir çalışma da bulunmamaktadır. Bununla birlikte bu kavramları lojistik regresyon analizi ile inceleyen bir çalışma da olmadığından ilgili çalışma tüm yönleri ile literatüre katkı sağlayacaktır.

Çalışma beş bölümden oluşmaktadır. Bu bölümü takip eden ikinci bölüm literatür taraması olarak adlandırılmış olup literatür bölümünde çalışmanın konusunu oluşturan kavramlarla ilgili yapılan çalışmalara değinilmiştir. İlgili bölümü takip eden üçüncü bölüm çalışmada kullanılan veri setinin ve çalışmanın yönteminin bahsedildiği kısımdır. Ardından gelen dördüncü bölüm ise analizde elde edilen bulguların sunulduğu bölüm olup beşinci ve son bölüm olan sonuç adlı bölüm, yorumların ve değerlendirmelerin yapıldığı bölümdür.

## 2. LİTERATÜR TARAMASI

Literatür taraması yapıldığında çalışmada ele alınan GDI'nın kullanıldığı ne yerli literatür ne de yabancı literatüre rastlanmamıştır. Bu sebeple ilgili literatür taramasında hem dijitalleşme ve inovasyon çalışmalarına, özellikle endeks kullanılan uygulamalı çalışmalara hem de dijitalleşme ve inovasyon çalışmalarının birlikte kullanıldığı güncel çalışmalara yer verilmiştir. Çalışmalar kronolojik bir şekilde sıralanmıştır.

Rachinger, Rauter, Müller, Vorraber ve Schirgi (2019) çalışmalarında artan dijitalleşmenin iş faaliyetlerini çeşitli biçimlerde etkilediğini ele almışlardır. Medya ve otomotiv endüstrileri üzerinde yapılan arařtırmada firmaların artan dijitalleşme ile birlikte gelen zorluklarla nasıl başa çıktıklarını ve nasıl bir katkı sağladığını arařtırmışlardır.

Gürtuna ve Polat (2020), GII'ya ait girdi-çıkıtı alt endeksi göstergelerinin altında bulunan göstergeleri değişken olarak ele aldıkları çalışmalarında endeks değerleri açıklanan 126 ülkeyi incelemişlerdir. Yöntem olarak kümeleme analizi kullanılmıştır.

Kanberoğlu, Yaşar ve Yıldırımçakar (2021), dijitalleşmenin hem sosyo-kültürel hem de sosyo-ekonomik yapı üzerinde önemli değişimlere yol açtığı düşüncesinden yola çıkarak, dijitalleşmenin göstergelerinden GII, insani gelişim endeksi ve iletişim teknolojileri gelişim endeksini kullandıkları çalışmalarında dijital ekonominin beşeri sermaye piyasasının gelişimine etkisini teorik olarak incelemişlerdir.

Tahiroğlu ve Bozkurt (2021) çalışmalarında dijitalleşmeyi baz almışlardır. 2015-2020 yılları Covid dönemini içeren çalışmada 27 adet Avrupa Birliği ülkesiyle birlikte İngiltere için dijitalleşme endekslerinden biri olan DESİ endeksi ile GSYİH verileri kullanılmıştır. Genelleştirilmiş momentler yöntemi kullanılan çalışmada doğrusal ilişki tespit edilmiştir.

Karaata (2021) çalışmasında dijital dönüşümün yeni ürünler, hizmetler ve süreçler veya önemli düzeyde iyileştirilmiş ürünler, hizmetler ve süreçler ile birlikte geliştiğini ifade etmiştir. Bu tanımın inovasyon tanımını da içerdiğini belirten çalışmada inovasyonun gerçekleşebilmesinin dijital dönüşüm ile sağlanacağı belirtilmiştir.

Tomruk (2021), Endüstri 4.0 ile birlikte işletmelerin dijitalleşme göstergelerine sahip olmak istediklerinden ve bu kapsamda dijital stratejiler belirlediklerinden söz ettikleri çalışmalarında bu göstergelerin

iyi düzeyde olmasının dijitalleşme alt yapısına bağlı olduğunu ifade etmişlerdir. Bahsedilen bu alt yapıyla birlikte inovasyonun da gerçekleşmiş olacağı ifade edilen çalışmada bundan hareketle işletmelerin teknoloji, inovasyon yeteneği, beceri ve dijital stratejinin inovasyon performansına etkisi araştırılmıştır. Bu amaçla Kocaeli bölgesi üretim firmaları beyaz yaka çalışanları çalışmanın örneklemini oluşturmuş ve Kısmi En Küçük Kareler yöntemi kullanılmıştır. Çalışmanın sonucunda işletmelerin inovasyon yeteneği ve dijital teknoloji kullanımının dijital inovasyon gelişimine katkı sağladığı ancak beceri ve dijital stratejilerin dijital inovasyonu etkilemediği bulguları elde edilmiştir. Ayrıca dijital inovasyon gelişiminin işletme inovasyon performansını arttırdığı sonucuna da ulaşılmıştır.

Yordanova (2021) çalışmasında dijitalleşmenin firmanın yenilik sürecini geliştirme, bilgi boşluklarını ortaya çıkarma ve yenilik yönetimi teorilerine katkıda bulunmadaki önemini vurgulamıştır. Bu kapsamda 81 adet çalışma incelenmiştir. Çalışmanın sonuçlarının, dijital dönüşüm ve yenilik yönetimi teorilerinin yanı sıra firma düzeyinde yenilik performansını optimize etmek için çalışan akademisyenlere ve uygulayıcılara katkıda bulunduğu ifade edilmiştir.

Baykul (2022), ülkeler için inovasyon belirleyicilerinin inovasyon çıktıları üzerindeki etkisi ile ele alınan bu belirleyicilerin ülkelerin gelir gruplarına göre nasıl değişiklik gösterdiğini çalışmasında analiz etmiştir. GII verileri kapsamında 99 ülke ile analiz gerçekleştirilmiştir.

Fındık (2022) çalışmasında Endüstri 4.0 ile inovasyon performansının arasındaki ilişkiyi 2020 yılı Eurobarometer-SMEs, Start-ups, Scale-ups, and Entrepreneurship adlı veri tabanında bulunan 16365 firmaya ait gözlemler kullanarak çok terimli lojistik regresyon analizi ile incelemiştir. Çalışmada Endüstri 4.0 ve inovasyon performansının arasında olan ilişkinin tüm inovasyon türleri için pozitif olduğu bulgusuna ulaşılmıştır.

Omelyanenko vd. (2023) çalışmalarında dijitalleşmenin inovasyon süreçleri üzerindeki etkisi GII ve BİT Gelişim Endeksi kullanılarak analiz edilmiş ve inovasyon sisteminin temel bileşenleri ve küme gelişim düzeyi ile anlamlı pozitif korelasyonlar ortaya konmuştur.

Singh ve Jyoti (2023) çalışmalarında 34 ülke üzerinde karşılaştırmalı bir analiz yapmışlardır. Ekonomik kalkınma endeksi, sosyal kalkınma endeksi, dijitalleşme bileşenleri gibi göstergelerinin ele alındığı

bu alıřmada dijitalleřmenin srdrlebilir, sosyal ve ekonomik kalkınma zerinde olumlu bir etkisi olduėu bulunmuřtur. Ayrıca dijitalleřmenin yeřil inovasyonu destekleyici bir etkisi olduėu bulgusuna ulařılmıřtır.

Kayalık ve Akdoėan (2024) alıřmalarında iřletmeler iin dijitalleřmenin nemini, iřletmelerin performansı zerindeki etkisini ve inovasyonun aracı rolnn varlıėını nicel yntemler kullanarak arařtırmıřlardır. 380 adet imalatı KOBİ iin anket uygulaması yapılan alıřmada AMOS ve SPSS 27 programları ile analiz gerekleřtirilmiřtir. alıřmanın yntemi olarak korelasyon analizi, faktr analizi ve yapısal eřitlik modeli kullanılmıřtır. Deėiřkenler arasındaki iliřkiyi grmek iin uygulanan korelasyon analizi neticesinde hem anlamlı hem de olduka gl iliřkiler tespit edilmiřtir. Dijitalleřme ve iřletme performansı arasında gl bir iliřki elde edilmekle birlikte dijitalleřme ve inovasyon arasındaki iliřkinin en gl olduėu belirlenmiřtir. Yapısal eřitlik modeli ile yapılan analizde ise dijitalleřmenin iřletme performansına pozitif ynde etkisi olduėu ve bu durumda aracı roln inovasyon yeteneėinin de olduėu saptanmıřtır.

Kovtunenکو ve Lozan (2024) dijitalleřmenin sre, rn ve kurumsal inovasyonu geliřtirdiėini ifade ettikleri alıřmalarında dijital teknolojilerin inovasyon zerindeki, iř sreleri zerindeki etkisini arařtırmıřlardır. Dijital performansın artması ile birlikte yeniliki dijital hizmetlerin oluřacaėı, daha kolay gelir kanallarının oluřacaėı, iř dnyasının geleceėinin daha iyi bir řekilde geliřeceėi alıřmada vurgulanmıřtır.

Zhu (2024), entropi aėırlıklandırma ve regresyon analizi kullandıkları alıřmalarında dijital dnřmn yeřil teknolojik inovasyonu nemli lde artırdıėını bulmuřlardır. İřletmeler arasında dijitalleřme seviyelerinde farklılıklar olmasının iřletmelerin inovasyon yeteneklerini ve srdrlebilirlik performanslarını etkilediėi alıřmada belirtilmiřtir.

### 3. MATERYAL VE YNTEM

alıřmanın bu blmde, ilgili arařtırmada kullanılan ok deėiřkenli istatistiksel analiz yntemi olan lojistik regresyon analizi ile baėımlı ve baėımsız deėiřken seti hakkında bilgi verilmiřtir.

#### 3.1. Veri

İnovasyon ve dijital teknolojilerin etkileřimi, lkelerin rekabet gcn artırmak ve srdrlebilir kalkınma hedeflerine ulařmak iin kritik

bir role sahiptir. Bu bağlamda, dijitalleşme göstergelerinin inovasyon performansı üzerindeki etkisinin araştırıldığı bu çalışmada, bağımlı değişken olarak GII değerleri kullanılmıştır. GII değerleri, WIPO ([www.wipo.int](http://www.wipo.int)) üzerinden temin edilmiş ve 2024 yılına ait verilere dayanmaktadır. GII, dünya genelindeki inovasyonları kapsayıcı ve esnek bir şekilde değerlendirmeyi amaçlamaktadır. Bu doğrultuda GII, yalnızca teknolojik yenilikleri ele almakla kalmaz, aynı zamanda olumlu değişimlere katkı sağlayan yenilikçi iş modelleri ve sosyal inovasyonları da analiz eder (WIPO, 2024). Bağımsız değişken olarak ise Huawei'nin yayınladığı ([www.huawei.com](http://www.huawei.com)) 2024 yılına ait GDI değerleri kullanılmıştır. Dijitalleşmenin inovasyon performansını ne ölçüde etkilediğini analiz etmek amacıyla, GDI değişkeninin lojistik regresyon modelindeki etkisi incelenmiştir. Araştırmanın evrenini GII ve GDI'da yer alıp bir skora sahip olan 76 ülke oluşturmaktadır. Bağımlı değişken olan GII'nin basit ortalaması alınarak, lojistik regresyon analizine uygun şekilde kategorik hale getirilmiştir. Bu bağlamda, elde edilen ortalama değerden (36,96) düşük olanlar “1” (Düşük Performans), ortalamadan yüksek olanlar ise “2” (Yüksek Performans) olarak kodlanmıştır. Çalışmaya dahil olan ilgili değişkenler ve veri kaynakları Tablo 1’de özetlenmiştir.

**Tablo 1.** Araştırmada Kullanılan Değişken ve Kaynakları.

Değişken Adı	Veri Tipi	Veri Tabanı	Yıl
GII (Bağımlı Değişken)	Kategorik	WIPO	2024
GDI	Sürekli	Huawei	2024

Tablo 1’de sunulan bağımlı ve bağımsız değişkenlere ilişkin veriler, lojistik regresyon analizi kullanılarak IBM SPSS 22 yazılımı aracılığıyla hesaplanmıştır. Çalışmanın örneklemini oluşturan ülkeler ise Tablo 2’de detaylı bir şekilde belirtilmiştir.

**Tablo 2.** Çalışmada Yer Alan Ülkeler.

Çalışma Grubuna Dahil Olan Ülkeler				
	Çek		Lüksembu	
Almanya	Cumhuriyeti	Hırvatistan	rg	Singapur
ABD	Cezayir	Hollanda	Macaristan	Slovak
Arjantin	Çin	İrlanda	Malezya	Slovenya
	Dominik			Suudi
Avustralya	Cumhuriyeti	İspanya	Meksika	Arabistan
Avusturya	Danimarka	İsveç	Mısır	Şili
Azerbaycan	Ekvador	İsviçre	Namibya	Tanzanya
Bahreyn	Endonezya	İtalya	Nijerya	Tayland
Bangladeş	Estonya	Japonya	Norveç	Tunus
			Özbekista	
Belçika	Fas	Kanada	n	Türkiye
Birleşik Arap				
Emirlikleri	Filipinler	Kazakistan	Pakistan	Uganda
Birleşik				
Krallık	Finlandiya	Kenya	Peru	Umman
Bolivya	Fransa	Kolombiya	Polonya	Uruguay
Botsvana	Gana	Kosta Rika	Portekiz	Ürdün
Brezilya	Güney Afrika	Kuveyt	Romanya	Vietnam
				Yeni
Bulgaristan	Hindistan	Litvanya	Sırbistan	Zelanda
				Yunanistan

Lojistik regresyon analizi için örneklem sayısı, bağımsız değişken sayısını minimum 10 katı olarak kabul edilmektedir (Peduzzi vd., 1996). Bu bağlamda, ilgili çalışma için örneklem sayısının oldukça yeterli olduğu ve modelin tahmin performansı için yeterli olduğu söylenebilir.

### 3.2. Yöntem: Lojistik Regresyon Analizi

Regresyon analizi, değişkenler arasındaki ilişkinin matematiksel bir model aracılığıyla açıklanmasını amaçlayan istatistiksel bir yöntemdir (Kutner, Nachtsheim, Neter & Li, 2005; Montgomery & Peck, 1992). Bir bağımlı değişkendeki varyasyonun iki veya daha fazla bağımsız değişken tarafından açıklandığı durumlarda, çoklu regresyon analizi uygulanmaktadır (Hair, Black, Babin & Anderson, 2019). Regresyon analizinde değişkenler arasındaki ilişkiler doğrusal bir yapıya sahipse bu yöntem "Doğrusal Regresyon Analizi" olarak adlandırılmakta; doğrusal bir

ilişki bulunmuyorsa "Doğrusal Olmayan (Eğrisel) Regresyon Analizi" kullanılmaktadır (Draper ve Smith, 1998).

Doğrusal regresyon analizinde bağımsız değişkenler sürekli veya kesikli niceliksel (sayısal) olabileceği gibi, sırasız veya sıralı niteliksel veri tipinde de olabilir (Tabachnick & Fidell, 2013). Ancak bağımlı değişken genellikle sürekli nicel veri türünde olmakla birlikte, uygulamalarda bağımlı değişkenin kesikli niceliksel veri türünde olduğu durumlara da rastlanmaktadır. Buna ek olarak, bağımlı değişkenin iki ya da daha fazla düzeyli niteliksel bir yapıya sahip olduğu haller de mevcuttur. Bu tür durumlarda, bağımlı ve bağımsız değişkenler arasındaki ilişkiyi modellemek için lojistik regresyon analizi tercih edilmektedir.

Lojistik regresyon, bağımlı değişkenin belirli bir kategoride bulunma olasılığını tahmin etmeye olanak tanımaktadır ve özellikle bağımlı değişkenin kategorik olduğu analizlerde yaygın bir şekilde kullanılmaktadır (Hosmer, Lemeshow & Sturdivant, 2013). İlgili çalışmada kullanılacak olan bağımlı değişkenin kategorik yapısından dolayı çok değişkenli istatistiksel analiz yöntemlerinden olan lojistik regresyon analizi tercih edilmiştir. Lojistik regresyon analizi, bağımsız değişkenlerin bağımlı değişken üzerindeki etkisini incelemek amacıyla kullanılan doğrusal olmayan istatistiksel analiz yöntemidir. Burada kurulan modelin amacı, bağımlı değişkenin belirli bir sınıfa ait olma olasılığını tahmin etmektedir. Diğer bir ifade ile, bağımsız değişken ile bağımlı değişken arasındaki ilişkiyi en iyi açıklayan modeli belirlemektir (Akyüz ve Gamgam, 2019, s. 318).

Lojistik regresyon analizi, bağımlı değişkenin yapısına göre farklı model türlerine ayrılmaktadır. Bu modellerin her biri, farklı kategori yapıları ve analiz gereksinimlerine uygun olarak seçilir. İlk olarak, ikili lojistik regresyon modeli, bağımlı değişkenin yalnızca iki kategoriye sahip olduğu durumlar için uygundur. Örneğin, bir bireyin sigara içip içmemesi gibi ikili sonuçlar bu modelle analiz edilebilmektedir (Hosmer & Lemeshow, 2000). İkinci olarak, multinominal lojistik regresyon modeli, bağımlı değişkenin birden fazla kategoriye sahip olduğu durumlarda kullanılır. Bu model, örneğin eğitim durumu (ilkokul, lise, üniversite) gibi sırasız kategorik değişkenlerin analizinde tercih edilir (Agresti, 2018). Son olarak, sıralı lojistik regresyon modeli, bağımlı değişkenin sıralı kategorilere sahip olduğu durumlar için uygundur. Bu tür bir model, sağlık durumu (kötü, orta, iyi) gibi sıralı yapıları olan değişkenlerin analizinde

kullanılır ve bu model, verinin sıralı yapısını dikkate alarak sonuçların daha anlamlı hale gelmesini saęlamaktadır (McCullagh, 1980; Arı, Noyan, Karacan ve Saraçlı, 2016). Bu üç model, baęımlı deęiřkenin yapısına gre doęru analiz trnn seilmesi gerektięini ortaya koymaktadır.

İkili lojistik regresyon analizi, iki kategorili baęımlı deęiřkenlerle yapılan regresyon analizidir ve bu tr analizler genellikle "var/yok", "evet/hayır" gibi ikili sınıflandırmalar için kullanılır. Bu analiz, baęımsız deęiřkenlerin (sayısal veya kategorik) baęımlı deęiřken üzerindeki etkisini olasılık baęlamında incelemektedir. Bu baęlamda, regresyonun temeli, baęımsız deęiřkenlerin doęrusal bir řekilde baęımlı deęiřkenin log-odds (logaritmik oranlar) üzerinde nasıl bir etki oluřturduęunu anlamaya dayanmaktadır. Lojistik regresyon, zellikle sınıflandırma problemlerinde, baęımsız deęiřkenlerin baęımlı deęiřken üzerinde oluřturduęu etkilerin anlamlı olup olmadıęını belirlemek için etkili bir yntem sunmaktadır (Hosmer & Lemeshow, 2000). Bu analizde, baęımlı deęiřkenin kategorik yapısının etkili bir řekilde modellenmesi için "odds oranı" ve "logit" gibi kavramlar kullanılır.

Odds oranı, bir olayın gerekleřme olasılıęının, aynı olayın gerekleřmeme olasılıęına blnmesiyle hesaplanır ve bu oran, modeldeki katsayıların ss olarak ifade edilmektedir ( $Exp(\beta)$ ). Bu oran, baęımsız deęiřkenlerin baęımlı deęiřken üzerindeki etkisini yorumlamak için kullanılır. rneęin, bir deęiřkenin odds oranı 1'den bykse, bu deęiřkenin, baęımlı deęiřkenin belirli bir kategoriye ait olma olasılıęını artırdıęı anlamına gelmektedir. Dięer yandan, odds oranı 1'den kkse, bu deęiřkenin etkisi, baęımlı deęiřkenin o kategoriye ait olma olasılıęını azaltır (Menard, 2002). Logit, odds oranının doęal logaritmasını alarak elde edilen bir deęerdir ve bu dnřm, modelin doęrusal bir iliřkiyi yansıtmasını saęlar. Logit dnřm, baęımlı deęiřkenin olasılıklarını doęrusal bir fonksiyona dnřtrerek, regresyon katsayılarının yorumlanmasını kolaylařtırır. Bu dnřm, zellikle modelin doęrusal olmaması durumunda, analizin anlamlı sonuçlar vermesini saęlar (Long, 1997).

Literatrde lojistik regresyon modeli yaygın olarak řu řekilde tanımlanmaktadır (Albayrak, 2006; Ege ve Bayrakdaroęlu, 2009; Erkilic ve Aksoy, 2020);



$$L = \left[ \frac{P_i}{1-P_i} \right] = Z_i = b_0 + b_i X_i + e_i \quad (1)$$

Eşitlik 1’de yer alan  $P_i$  olayın gerçekleşme ihtimalini ifade ederken  $1 - P_i$  ise olayın gerçekleşmeme ihtimalini gösterir ve şu denklik ile hesaplanmaktadır:

$$p_i = \left[ \frac{1}{1+e^{-z}} \right] \quad (2)$$

Eşitlik 2’de yer alan  $Z$  ise şöyle ifade edilir:

$$Z = \beta_0 + \beta_1 X_1 + \beta_2 X_2 + \dots + \beta_n X_n \quad (3)$$

Eşitlik 3’te yer alan  $\beta$  katsayıları regresyon katsayılarını temsil etmektedir. Lojistik regresyon, parametrik olmayan bir yöntem olarak, bağımlı değişkenin olasılıkları ile bağımsız değişkenler arasındaki ilişkiyi modellemektedir. Analiz, aynı zamanda, gözlemlenen olayların olasılıklarını tahmin eder ve sınıflandırma yapar. Model, maksimum olasılık tahminleri kullanarak en doğru sonuçları verir. Yani, yazılım, gözlemlenen verilerle uyumlu olan parametreleri bulmak için iteratif bir süreçle olasılıkları maksimize eder (Long, 1997). Bu yaklaşım, lojistik regresyonun, klasik regresyon modellerine kıyasla kategorik veri analizi için daha uygun olmasını sağlar. Bu tarz analiz, iki veya daha fazla kategori içeren bağımlı değişkenler için, verinin doğrusal olmayan doğasını dikkate alarak daha doğru sonuçlar elde edilmesine olanak tanır. Olasılık hesaplamaları, veri setindeki gözlemler için olasılık değerlerinin türetilmesi ve olasılık kuralları çerçevesinde sınıflandırma yapılması sürecini içermektedir (Menard, 2002).

Lojistik regresyon analizinin dayandığı diğer varsayımlar ise şu şekilde ifade edilebilir:

- İncelenen durum gerçekleştiğinde, bağımlı değişken “1” olarak kodlanmalıdır.
- Modelde eksik veya aşırı sayıda bağımsız değişken bulunmamalıdır,
- Analizde kullanılan her bir gözlem diğerlerinden bağımsız olmalıdır,

- Bağımsız deęişkenler arasında çoklu iç iliřkinin olmaması gerekmektedir,
- Örneklem büyüklüęü, bağımsız deęişken sayısının en az 10 katı olmalıdır (Gujarati, 2006; Akyüz ve Gamgam, 2019).

#### 4. BULGULAR

Lojistik regresyon modelinin oluřturulmasında, SPSS yazılımının İkili (Binary) Lojistik Regresyon modülü kullanılmıřtır. Analizde bağımlı deęişken olarak GII, bağımsız deęişken olarak ise modele dahil edilmesi uygun görülen GDI yer almıřtır. Analiz, "Enter" yöntemi ile gerçekleştirilmiřtir. Lojistik regresyon modelinin anlamlılıęına iliřkin elde edilen bulgular Tablo 3'te sunulmuřtur.

**Tablo 3.** Anlamlılık İstatistikleri- Omnibus testi.

	Ki-kare	Serbestlik derecesi	p-deęeri
Adım	66,317	1	0,000
Block	66,317	1	0,000
Model	66,317	1	0,000

Omnibus testi, lojistik regresyon analizinde modelin genel olarak istatistiksel anlamlılıęını test etmek için bařvurulan bir yöntemdir. Söz konusu teste iliřkin hipotezler řu řekilde tanımlanmaktadır:

$H_0: \beta_0 = \beta_1 = \dots = \beta_k = 0 \rightarrow$  Model istatistiksel olarak anlamlı deęildir.

$H_1: \beta_0 \neq \beta_1 \neq \dots \neq \beta_k \neq 0 \rightarrow$  Model istatistiksel olarak anlamlıdır.

Bu bağlamda elde edilen Tablo 3 deęerlendirildięinde, modele ait anlamlılık deęerlerinin %5'ten küçük olduęu gözlenmiřtir. Bu sonuç, kurulan modelin %95 güven düzeyinde istatistiksel olarak anlamlı olduęuna iřaret etmektedir

Tablo 4'te, modelde kullanılan deęerlere dayanarak bağımsız deęişken olan GDI'nın, bağımlı deęişken GII üzerindeki açıklama yüzdeleri sunulmaktadır. Bu yüzdeler, lojistik regresyon modelinin bağımsız deęişkenlerin bağımlı deęişkendeki deęişkenlięi ne ölçüde

açıkladığını gösterir ve modelin genel açıklayıcılığını değerlendirmek için önemlidir.

**Tablo 4.** Lojistik Regresyon Analizi ile Oluşturulan Modelin Özeti.

Adım	-2 Log likelihood	Cox & Snell $R^2$	Nagelkerke $R^2$
1	38,198	0,582	0,779

Tablo 4'e göre, bağımsız değişken olan GDI'nın, bağımlı değişken GII üzerindeki açıklama yüzdesi Cox & Snell  $R^2$ 'ye göre %58, Nagelkerke  $R^2$ 'ye göre ise %78 olarak hesaplanmıştır. Literatürde, bu iki değer için sosyal bilimler alanında kabul edilebilir model performansı eşik değerlerinin minimum %20 ile %40 arasında olduğu ifade edilmektedir (Cox & Snell, 1989; Nagelkerke, 1991). Bu çerçevede, elde edilen sonuçlar, modelin açıklayıcılığı açısından kabul edilebilir bir performans gösterdiğini ortaya koymaktadır. Ayrıca, bu görece yüksek açıklama oranları, bağımsız değişkenin modeldeki anlamlı etkisini desteklemektedir.

Araştırmada kullanılan bağımlı ve bağımsız değişkenlere ait olan verilerin modelle uyumunu değerlendirmek amacıyla uygulanan Hosmer ve Lemeshow Uyum İyiliği Testi sonuçları Tablo 5'te verilmiştir.

**Tablo 5.** Hosmer ve Lemeshow Uyum İyiliği Testi.

Adım	Ki-Kare	Serbestlik Derecesi	p-değeri
1	5,204	8	0,736

Hosmer ve Lemeshow Uyum İyiliği Testi, lojistik regresyon modellerinde, modelin verilerle uyumlu olup olmadığını değerlendirmek için yaygın olarak kullanılan bir testtir. Bu testin null hipotezi,  $H_0$ : Verilerin modelle uyumlu olduğu şeklinde formüle edilirken, alternatif hipotez  $H_1$ : Verilerin modelle uyumsuz olduğu şeklinde belirlenir.

Tablo 5'te yer alan test sonuçlarına göre, elde edilen olasılık değeri 0,736'dır ve bu değer, genellikle kabul edilen 0,05'lik anlamlılık seviyesinin üzerinde yer almaktadır. Bu durum, verilerin modelle istatistiksel olarak anlamlı bir uyumsuzluk göstermediğini ve dolayısıyla yokluk hipotezinin reddedilemeyeceğini ortaya koymaktadır. Yani, araştırma verilerinin modelle uyumlu olduğu, diğer bir ifadeyle modelin verilerle uyumlu bir şekilde çalıştığı sonucuna varılmaktadır. Bu bulgu,

kullanılan modelin güvenilirliđini ve geđerliliđini destekleyen önemli bir gösterge olarak deđerlendirilebilir.

Kurulan lojistik regresyon modelinin sınıflama gücüne ilişkin elde edilen bulgular Tablo 6'da yer almaktadır.

**Tablo 6.** Lojistik Regresyon Modelinin Doğru Sınıflandırma Yüzdeleri.

		Tahmin			Dođru Sınıflama Yüzdeleri
		GII			
		Düşük	Yüksek	Toplam	
GII	Gözlem				
	Düşük	37	5	42	88,1
	Yüksek	4	30	34	88,2
	Toplam	41	35		88,2

Tablo 6'da, lojistik regresyon modelinin dođru sınıflama oranları sunulmaktadır. Bu sonuçlar ışığında, modelin deđerlendirilmesi yapıldığında, GII oranı düşük olan ülkelerin %88,1'i ve yüksek olan ülkelerin %88,2'si dođru bir şekilde tahmin edilmiştir. Genel olarak, modelde kullanılan örneklemedeki ülke grubunun %88'inin dođru tahmin edildiđi gözlemlenmiştir. Diđer bir deyişle, ikili (binary) lojistik regresyon modeli, 76 ülkenin %88'inin (yaklaşık 67 ülkenin) düşük ya da yüksek GII seviyelerine sahip olup olmadığını dođru şekilde tahmin etmiştir.

Çalışmaya dahil olan ülkelerin dođru sınıflandırılma yüzdeleri elde edildikten sonra farklılık gösterip analiz sonrası diđer grupta yer alan ülkelerin hangileri olduđu belirlenmiş ve Tablo 7'de verilmiştir.

Tablo 7 incelendiğinde düşük GII performansına sahip ülke sayısı analiz öncesinde 42 iken analiz sonrasında bu deđer 41 olarak saptanmıştır. Ayrıca Kolombiya, Romanya, Suudi Arabistan ve Yunanistan analiz öncesinde düşük GII performansına sahip ülkeler grubunda iken analiz sonrasında yüksek GII performansı gösteren ülkeler arasında yer almıştır.

Yüksek GII performansına sahip ülke sayısı analiz öncesinde 34 iken analiz sonrasında 35 ülke olarak elde edilmiştir. Diđer yandan, analiz öncesinde yüksek GII performansı gösteren ülkeler arasında yer alan Bulgaristan Hindistan, Polonya ve Türkiye analiz sonrasında düşük GII performansına sahip olan ülkeler arasında yer almıştır.

**Tablo 7.** Ülkelerin Analiz Öncesi ve Sonrası Sınıflandırılması.

	<b>Düşük GII performans</b>	<b>Yüksek GII performans</b>
<b>Analiz Öncesi</b>	Arjantin, Azerbaycan, Bahreyn, Bangladeş, Bolivya, Botsvana, Brezilya, Cezayir, Dominik Cumhuriyeti, Ekvador, Endonezya, Fas, Filipinler, Gana, Güney Afrika, Hırvatistan, Kazakistan, Kenya, Kolombiya, Kosta Rika, Kuveyt, Meksika, Mısır, Namibya, Nijerya, Özbekistan, Pakistan, Peru, Romanya, Sırbistan, Slovakya, Suudi Arabistan, Şili, Tanzanya, Tayland, Tunus, Uganda, Umman, Uruguay, Ürdün, Vietnam, Yunanistan.	Almanya, Amerika Birleşik Devletleri, Avustralya, Avusturya, Belçika, Birleşik Arap Emirlikleri, Birleşik Krallık, Bulgaristan, Çek Cumhuriyeti, Çin, Danimarka, Estonya, Finlandiya, Fransa, Hindistan, Hollanda, İrlanda, İspanya, İsveç, İsviçre, İtalya, Japonya, Kanada, Litvanya, Lüksemburg, Macaristan, Malezya, Norveç, Polonya, Portekiz, Singapur, Slovenya, Türkiye, Yeni Zelanda.
<b>Analiz Sonrası</b>	Arjantin, Azerbaycan, Bahreyn, Bangladeş, Bolivya, Botsvana, Brezilya, <b>Bulgaristan</b> , Cezayir, Dominik Cumhuriyeti, Ekvador, Endonezya, Fas, Filipinler, Gana, Güney Afrika, <b>Hindistan</b> , Hırvatistan, Kazakistan, Kenya, Kosta Rika, Kuveyt, Meksika, Mısır, Namibya, Nijerya, Özbekistan, Pakistan, Peru, <b>Polonya</b> , Sırbistan, Slovakya, Tanzanya, Tayland, Tunus, <b>Türkiye</b> , Uganda, Umman, Uruguay, Ürdün, Vietnam.	Almanya, Amerika Birleşik Devletleri, Avustralya, Avusturya, Belçika, Birleşik Arap Emirlikleri, Birleşik Krallık, Çek Cumhuriyeti, Çin, Danimarka, Estonya, Finlandiya, Fransa, Hollanda, İrlanda, İspanya, İsveç, İsviçre, İtalya, Japonya, Kanada, <b>Kolombiya</b> , Litvanya, Lüksemburg, Macaristan, Malezya, Norveç, Portekiz, <b>Romanya</b> , Singapur, Slovenya, <b>Suudi Arabistan</b> , <b>Şili</b> , Yeni Zelanda, <b>Yunanistan</b> .

Bağımlı değişken olan GII üzerinde etkisi olan bağımsız değişkenlerin analizine ilişkin lojistik regresyon sonuçları, Tablo 8'de sunulmaktadır. Tablo 8'de, modelde yer alan GDI bağımsız değişkeninin regresyon katsayıları, bu katsayıların standart hata (SE( $\beta$ )) değerleri, Wald

test istatistiği, Wald istatistiğinin serbestlik derecesi (s.d.), %95 güven aralığında olasılık oranları ve olasılık oranı ( $Exp(\beta)$ ) yer almaktadır.

Lojistik regresyon analizinde, Wald test istatistiği, bağımsız değişkenlerin regresyon katsayılarının anlamlılığını test etmek için yaygın olarak kullanılan bir yöntemdir. Bu test, her bir logit katsayısının sıfır olup olmadığını belirlemek amacıyla sıfır hipotezini test eder (Menard, 2002). Wald test istatistiği, lojistik regresyonda  $\beta$  katsayısının anlamlılığını değerlendirmek için önemli bir araçtır ve modelin doğruluğu hakkında araştırmacıya bilgi sağlamaktadır. Literatürde, Wald testinin regresyon analizlerinde sıklıkla kullanıldığı ve bağımsız değişkenlerin modeldeki etkisini anlamada kritik bir rol oynadığı vurgulanmaktadır (Hosmer & Lemeshow, 2000). Wald istatistiği, aynı zamanda modelin her bir bağımsız değişkeninin, bağımlı değişken üzerindeki etkisini bağımsız olarak değerlendirmeye olanak tanır, böylece modelin geçerliliğini ve güvenilirliğini sağlamaktadır.

**Tablo 8.** İki Kategorili Lojistik Regresyon Sonuçları.

Değişkenler	$\beta$	$SE(\beta)$	Wald	s.d.	p-değeri	$Exp(\beta)$	95% C.I.for EXP(B)	
							Alt	Üst
GDI	0,283	0,073	14,85	1	0,000	1,327	1,149	1,532
Sabit	-	3,502	15,03	1	0,000	0,000		

\*%5 seviyesinde istatistiksel olarak anlamlıdır.

Tablo 8 incelendiğinde, GDI değişkeninin GII bağımlı değişkeni üzerinde istatistiksel olarak anlamlı bir etkiye sahip olduğu ( $p < 0,05$ ) tespit edilmiştir. Bu bulgu, GDI'nin GII üzerindeki etkisini desteklemektedir. Bu çerçevede, elde edilen lojistik regresyon modelinin son hali şu şekilde ifade edilebilir:

$$GII = -13,578 + 0,283(GDI)$$

Tablo 8'de yer alan  $Exp(\beta)$  sütunu, her bir bağımsız değişken için hesaplanan olasılık oranlarını (odds ratio) göstermektedir. Olasılık oranlarının yorumlanması, genellikle  $\beta$  katsayılarının yorumlanmasından daha basittir.  $Exp(\beta)$  değerleriyle ilgili yapılan yorumlar şu şekilde

açıklanabilir: Eğer olasılık oranı 1'den büyükse, bu, ilgili sonucun gerçekleşme olasılığının arttığını; 1'den küçükse, olasılığın azaldığını gösterir. Bu bağlamda, Tablo 8'de anlamlı bulunan değişkenler için aşağıdaki çıkarımlar yapılabilir (Hosmer & Lemeshow, 2000). Tablo 8'e göre, GDI değişkeninin  $Exp(\beta)$  değeri 1,327 olarak hesaplanmıştır. Bu bulgu, GDI'deki her bir birimlik artışın, yüksek GII (yani 2 kodlu) olasılığını %28 oranında artırdığını ortaya koymaktadır. Olasılık oranı 1'den büyük olduğu için, GDI değeri yükseldikçe, GII'nın yüksek olma olasılığı da önemli ölçüde artmaktadır. Literatürde, olasılık oranlarının açıklayıcı gücü, lojistik regresyon modellerinin anlaşılmasını ve yorumlanmasını kolaylaştıran bir faktör olarak ifade edilmiştir (Menard, 2002).

## 5. SONUÇ

İnovasyon, modern ekonomilerin sürdürülebilir büyüme hedefleri ve rekabet gücü bakımından kritik bir role sahiptir. Bu bağlamda dijitalleşme, ülkelerin inovasyon kapasitesini artıran temel unsurlardan biri olarak öne çıkmaktadır. Dijital altyapının gelişimi ve dijital dönüşüm seviyelerinin yükselmesi, inovasyon ekosistemine katkıda bulunarak teknoloji geliştirme, bilgi paylaşımı ve yeni fikirlerin hayata geçirilmesi süreçlerini hızlandırmaktadır. Ayrıca, yüksek gelire sahip olan bireyler, sahip oldukları finansal araçlarla varlıklarını değerlendirebilir ve bu sayede enflasyon oranında veya daha yüksek miktarda getiriler elde edebilirler (Ağaslan ve Gayaker, 2019). Bu finansal güç, dijitalleşme ve inovasyon alanlarına yapılan yatırımları daha da artırarak, böylece ekonomik büyüme ve teknoloji odaklı gelişmelerin hızlanmasına katkı sağlayabilir. Bu çalışmada, dijitalleşmenin inovasyon üzerindeki etkilerini daha iyi anlayabilmek amacıyla, 2024 yılına ait GII ve Huawei tarafından yayımlanan 2024 yılı GDI verileri kullanılmıştır.

Çalışmada, GII değerlerinin genel ortalaması baz alınarak örneklem, düşük ve yüksek GII seviyelerine göre sınıflandırılmıştır. Analize, her iki endekste de yer alan 76 ülke dahil edilmiştir. Bağımlı değişkenin ikili kategorik yapısından dolayı binary lojistik regresyon analizi kullanılmıştır. Modelin uyum performansı, Cox & Snell  $R^2$  değerine göre %58, Nagelkerke  $R^2$  değerine göre ise %78 olarak hesaplanmıştır. Bu değerler, sosyal bilimler alanında kabul edilebilir eşik değerlerinin oldukça üzerinde olup, dijitalleşme ile inovasyon arasındaki ilişkinin güçlü olabileceğine işaret etmektedir.

Hosmer ve Lemeshow Uyum İyiliđi Testi sonuları, modelin verilerle uyumlu olduđunu gstermiřtir. Ayrıca, modelin tahmin gc oldukça yksektir; dřk GII seviyesine sahip lkelerin %88,1'i, yksek GII seviyesine sahip lkelerin ise %88,2'si dođru bir řekilde tahmin edilmiřtir. Genel olarak, modelin lkelerin %88'ini dođru sınıfladıđı gz nnde bulundurulduđunda, kurulan modelin geerliliđi ve gvenilirliđi desteklenmiřtir.

Analiz sonularına gre, bađımsız deđiřken olan GDI'nın, GII zerindeki etkisinin istatistiksel olarak anlamlı ve pozitif olduđu belirlenmiřtir ( $p < 0,05$ ). Regresyon modeli kapsamında, GDI deđerindeki her bir birimlik artıřım, yksek GII seviyesine sahip olma olasılıđını %28 oranında artırdıđı hesaplanmıřtır ( $\text{Exp}(\beta) = 1,327$ ). Bu bulgu, dijitalleřmenin inovasyon zerindeki nemli roln bir kez daha vurgulamaktadır.

Sonular, dijitalleřme dzeyini temsil eden GDI'nın, inovasyon performansını ifade eden GII zerinde anlamlı ve pozitif bir etkisi olduđunu aıka ortaya koymaktadır. Bu durum, dijitalleřmenin yalnızca teknolojik altyapıyı geliřtirmekle kalmayıp, aynı zamanda yeniliki faaliyetleri destekleyerek ekonomik ve sosyal kalkınmayı hızlandırdıđını gstermektedir. Ayrıca, dijital platformların yaygınlařması, giriřimcilik ekosisteminin bymesine katkıda bulunarak inovasyonun daha geniř bir tabanda geerleřmesine olanak tanımaktadır. Bu etkiler, zellikle veri paylařımı, yapay zeka uygulamaları ve otomasyon gibi dijital dnřm unsurlarının inovasyon srelerini nasıl řekillendirdiđini gstermektedir. rneđin, dijital altyapının gl olduđu lkeler, kaynaklarını daha etkin bir řekilde kullanarak Ar-Ge faaliyetlerine daha fazla yatırım yapabilmekte ve kresel rekabet gcn artırebilmektedir (OECD, 2021). Dijitalleřmenin ayrıca insan sermayesini geliřtirerek, dijital becerilere sahip bir iř gcn desteklemektedir. Bylelikle inovasyon, srdrlebilirliđe katkı sađlamaktadır.

Lojistik regresyon analizinin sonucunda, lkelerin, GII performansında bađımsız deđiřkenin eklenmesi ile yeniden sınıflandırılması geerleřtirmiřtir. Kolombiya, Romanya, Suudi Arabistan ve Yunanistan'ın dřk performans grubundan yksek performans grubuna geiři, bu lkelerin inovasyon performansını etkileyen faktrlerdeki olumlu deđiřimler olduđunu dřndrmektedir. Buna karřılık, Bulgaristan, Hindistan, Polonya ve Trkiye'nin yksek



performans grubundan düşük performans grubuna düşmesi, söz konusu ülkelerin inovasyon performansında görece bir zayıflama olduğunu ortaya koyduğunu göstermektedir. Bu bağlamda, elde edilen sonuçlar, ilgili ülkelerin inovasyon politikalarının değerlendirilmesi ve stratejik iyileştirme alanlarının belirlenmesi için bir referans niteliği gösterebilmektedir.

Türkiye'nin yüksek GII performansına sahip ülkeler arasında yer alıp, modele GDI değişkeninin eklenmesiyle düşük GII performansı göstermesi, dijitalleşme seviyesindeki değişimlerin inovasyon performansını doğrudan etkileyebileceğine işaret etmektedir. Türkiye'nin dijitalleşme ve inovasyon stratejileri, ekonomik büyüme üzerinde doğrudan etkiler yaratmakta ve aynı zamanda çevresel sürdürülebilirlik hedeflerine ulaşmada önemli bir rol oynamaktadır. Akçoraoğlu ve Ağaslan (2009), ekonomik büyümenin makroekonomik göstergelerden biri olarak dışsal sürdürülebilirlik bağlamında kritik bir faktör olduğunu vurgulamaktadır. Bu bağlamda, dijitalleşmenin Türkiye'nin ekonomik büyümesine katkı sağladığı ve sürdürülebilir kalkınma hedeflerine ulaşmasında stratejik bir rol üstlendiği söylenebilir.

Elde edilen bulgular, ülkeler açısından önemli çıkarımlara işaret etmektedir. Öncelikle, dijitalleşme yatırımları artırılarak yenilikçi kapasitenin desteklenmesi, ülkelerin ekonomik kalkınma hedeflerine ulaşmasında kritik bir rol oynayacağı göz ardı edilmemelidir. İkinci olarak, dijitalleşmenin yalnızca teknoloji geliştirme değil, aynı zamanda toplumsal kapsayıcılık ve sürdürülebilir kalkınma için bir araç olarak kabul edilmesi gerektiği düşünülmektedir.

**KAYNAKÇA**

- Agresti, A. (2018). *Statistical Methods for the Social Sciences* (5th ed.). Pearson.
- Ağaslan, E., & Gayaker, S. (2019). Türkiye’de Para İkamesinin Belirleyicileri Doğrusal Olmayan Bir Yaklaşım. *Ankara Hacı Bayram Veli Üniversitesi İktisadi Ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*, 21(2), 362-387.
- Akçoraoğlu, A., & Ağaslan, E. (2009). Current Account Deficit, Sustainability and Global Financial Crisis: Evidence From Turkey, 1987-2008. *Ekonomik Yaklaşım*, 70(72), 1-20.
- Akyuz, H. E., & Gamgam, H. (2019). Comparison of Binary Logistic Regression Models Based on Bootstrap Method: An Application on Coronary Artery Disease Data. *Gazi University Journal of Science*, 32(1), 318-331.
- Albayrak, A. S. (2006). *Uygulamalı Çok Değişkenli İstatistik Teknikleri*. Asil Yayınları, Ankara.
- Arı, E., Noyan, A., Karacan, S., & Saraçlı, S. (2016). Analysis of households’ electricity consumption with ordered logit models: Example of Turkey. *International Journal of Humanities and Social Science Invention*, 5(6), 73–84.
- Atatanır, H. (2022). Dijitalleşme: İş yaşamında ve sosyal güvenlikte. *Nevşehir Hacı Bektaş Veli Üniversitesi SBE Dergisi*, 12(Dijitalleşme), 77
- Baykul, A. (2022). İnovasyonun Belirleyicileri: Küresel İnovasyon Endeksi Üzerinde Bir Araştırma. *Finans Ekonomi ve Sosyal Arařtırmalar Dergisi*, 7(1), 52-66.
- Cox, D. R.& Snell, E. J. (1989). *The Analysis of Binary Data*. Chapman and Hall/CRC.
- Draper, N. R., & Smith, H. (1998). *Applied Regression Analysis* (3rd ed.). Wiley.
- Ege, İ., & Bayrakdaroğlu, A. (2009). İMKB şirketlerinin hisse senedi getiri başarılarının lojistik regresyon tekniği ile analizi. *Uluslararası Yönetim İktisat ve İşletme Dergisi*, 5(10), 139-158.

- Erkılıç, C. E., & Aksoy, A. (2020). Hastanelerde finansal başarısızlık tahmini: Lojistik regresyon modeli ile kamu hastaneleri üzerine bir uygulama. *İşletme Araştırmaları Dergisi*, 12(2), 1415-1433.
- Fındık, D. (2022). İnovasyon Performansı ve Endüstri 4.0'ın Adaptasyonu: Avrupa'daki KOBİ'ler için Bir Çalışma. *Girişimcilik ve İnovasyon Yönetimi Dergisi*, 11(2), 121-142.
- Global Digitalization Index (2024). Erişim Adresi: <https://www-file.huawei.com/-/media/corp2020/gdi/pdf/gdi-2024-en.pdf?la=en> (Erişim Tarihi: 09.12.2024).
- Gujarati, N. D. (2006). *Temel Ekonometri*. Çev. Ümit Şenesen ve Gülay Günlük Şenesen, Literatür Yayıncılık, İstanbul.
- Gürtuna, F., & Polat, U. (2020). Küresel inovasyon endeksi verilerinin kümeleme analizi ile değerlendirilmesi. *Çukurova Üniversitesi Mühendislik-Mimarlık Fakültesi Dergisi*, 35(2), 551-566.
- Hair, J. F., Black, W. C., Babin, B. J., & Anderson, R. E. (2019). *Multivariate Data Analysis* (8th ed.). Cengage Learning.
- Hancıoğlu, Y. (2016). Küresel İnovasyon Endeksini Oluşturan İnovasyon Girdi ve Çıktı Göstergeleri Arasındaki İlişkinin Kanonik Korelasyon Analizi ile İncelenmesi: Oecd Örneği. *Bolu Abant İzzet Baysal Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü Dergisi*, 16(4), 131-158.
- Hosmer, D. W., & Lemeshow, S. (2000). *Applied Logistic Regression* (2nd ed.). Wiley.
- Huawei (2024). Huawei, Global Digitalization Index. Erişim Adresi: <https://www.huawei.com/en/gdi> (Erişim Tarihi 25.11.2024).
- Hosmer, D. W., Lemeshow, S., & Sturdivant, R. X. (2013). *Applied Logistic Regression* (3rd ed.). Wiley.
- Kanberoğlu, Z., Yaşar, Ö. G. H., & Yıldırımçakar, İ. (2021). Beşerî Sermaye Piyasasının Gelişiminde Dijital Ekonominin Rolü. *Sosyal Bilimlerde Uluslararası Dijital Dönüşüm Konferansı Tam Metin Bildiri Kitabı*, 2, 17.
- Karaata, S. (2021). Üretimde dijitalleşme: bilişim teknolojileri, inovasyon ve kalkınma dinamikleri açısından bir durum değerlendirmesi. Erişim Adresi:

[https://www.inovasyon.org/images/makaleler/pdf/SK\\_uretimde\\_dijitallesme\\_12122021.pdf](https://www.inovasyon.org/images/makaleler/pdf/SK_uretimde_dijitallesme_12122021.pdf) (Eriřim Tarihi: 10.12.2024).

- Kayalık, A., & Akdođan, A. A. (2024). Kck ve orta lekli imalat iřletmelerinde dijitalleřme ve performans iliřkisi: inovasyon yeteneđinin rol. *Ynetim Bilimleri Dergisi*, 22(zel Sayı: Endstri 4.0 ve Dijitalleřmenin Sosyal Bilimlerde Yansımaları), 1715-1752. <https://doi.org/10.35408/comuybd.1516247>.
- Kovtunenکو, Y. & Lozan, A. (2024). Digitalization for ensuring innovative development of the enterprise. *Ekonomika, Finansı, Pravo*, 9/2024(-):17-20. doi: 10.37634/efp.2024.9.4.
- Kutner, M. H., Nachtsheim, C. J., Neter, J., & Li, W. (2005). *Applied Linear Statistical Models* (5th ed.). McGraw-Hill.
- Long, J. S. (1997). *Regression Models for Categorical and Limited Dependent Variables*. Sage Publications.
- McCullagh, P. (1980). *Regression Models for Ordinal Data*. *Journal of the Royal Statistical Society: Series B (Methodological)*, 42(2), 109-142.
- Menard, S. (2002). *Applied Logistic Regression Analysis* (2nd ed.). Sage Publications.
- Montgomery, D. C., & Peck, E. A. (1992). *Introduction to Linear Regression Analysis* (2nd ed.). Wiley.
- Nagelkerke, N. J. D. (1991). A Note on a General Definition of the Coefficient of Determination. *Biometrika*, 78(3), 691-692.
- OECD (2021). *Digital Economy Outlook 2021*. OECD Publishing.
- Omelyanenko, V., Pidorycheva, I., Shevtsova, H., Omelianenko, O., Rudenko, N., & Yurchenko, O. (2023). Digitalization of Innovation Networks: Theoretical and Empirical Issues. In *2023 46th MIPRO ICT and Electronics Convention (MIPRO)* (pp. 109-113). IEEE.
- Peduzzi, P., Concato, J., Kemper, E., Holford, T. R., & Feinstein, A. R. (1996). A Simulation Study of The Number of Events Per Variable in Logistic Regression Analysis. *Journal of Clinical Epidemiology*, 49(12), 1373-1379.

- Rachinger, M., Rauter, R., Müller, C., Vorraber, W., & Schirgi, E. (2019). Digitalization and its influence on business model innovation. *Journal of manufacturing technology management*, 30(8), 1143-1160.
- Sağlam, M., & İnan, M. B. (2021). Sürdürülebilir rekabet avantajı kazanılmasında inovasyon, pazarlama stratejileri ve dijitalleşme arasındaki ilişkinin incelenmesi. *Business Economics and Management Research Journal*, 4(2), 118-137.
- Singh, A. K., & Jyoti, B. (2023). Impact of digitalization on global sustainable development across countries. *Green and Low-carbon Economy*, 0(0), 1-20.
- Süt, E., & Çetin, A. K. (2018). İnovasyon göstergesi olarak inovasyon endeksleri. *Uluslararası Turizm Ekonomi ve İşletme Bilimleri Dergisi*, 2(2), 299-309.
- Tabachnick, B. G., & Fidell, L. S. (2013). *Using Multivariate Statistics* (6th ed.). Pearson.
- Tahiroğlu, A. F., & Bozkurt, C. (2021). Dijitalleşme ve Covid-19 pandemisi arasındaki ilişki: uygulamalı bir analiz. *İşletme ve İktisat Çalışmaları Dergisi*, 9(2), 145-154.
- Taş, S. (2017). İnovasyon, eğitim ve küresel inovasyon endeksi. *Bilge Uluslararası Sosyal Araştırmalar Dergisi*, 1(1), 99-123.
- Tomruk, C. E. (2021). Dijitalleşmenin firmaların inovasyon performansı üzerindeki etkileri [Yayımlanmamış Yüksek Lisans Tezi]. Kocaeli Üniversitesi.
- Yıldız, Y. K. (2018). İnovasyon endekslerine göre türkiye'nin durumu ve sağlık sektörüne etkileri. *Adnan Menderes Üniversitesi Sağlık Bilimleri Fakültesi Dergisi*, 2(2), 107-117.
- WIPO (2024). WIPO, Global Innovation Index. Erişim Adresi: <https://www.wipo.int/en/web/global-innovation-index> (Erişim Tarihi 25.11.2024).
- Yordanova, Z. (2021). Digitalization of Firm's Innovation Process-A Bibliometric Analysis. In *Advances in Web-Based Learning-ICWL 2021: 20th International Conference, ICWL 2021, Macau*,

*China, November 13–14, 2021, Proceedings 20* (pp. 134-141).  
Springer International Publishing.

Zhu, H. (2024). The role of digital transformation in supply chain efficiency and economic output. *Environmental Science and Pollution Research*, 31(3), 3656-3668.



# ÇİN'DEN AFRİKA'YA GELEN DOĐRUDAN YATIRIMLARIN SEÇİLMİŐ AFRİKA ÜLKELERİNİN EKONOMİK BÜYÜMESİNE ETKİSİ

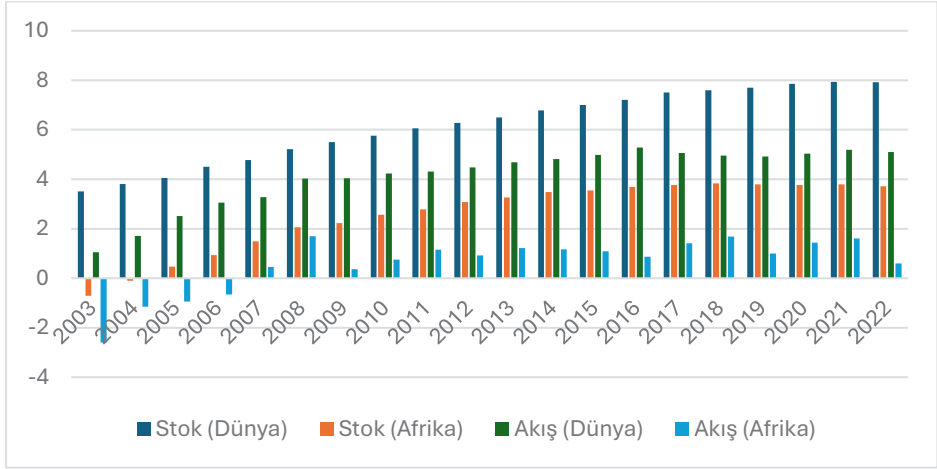
**Semih KARACAN**

## 1. GİRİŐ

Afrika kıtası geçtiđimiz asra kıyasla politik ve ekonomik olarak daha dengeli geçen yirmi yılın ardından nüfusu ve ekonomik hareketliliđi en hızlı artan cođrafi bölge haline geldi. Kıtada yer alan ülkelerin bir kısmı 2003 sonrasında sürdürülebilir bir şekilde %5'in üzerinde seyreden yıllık ekonomik büyüme oranları yakalamayı bařardı (Miao, vd., 2020). Bu büyüme oranlarının yakalanmasında ise hızla artan emtia fiyatları ve küresel aktörlerden gelen yabancı doğrudan sermaye yatırımları gibi faktörler önemli rol oynadı (Zamfir, 2016). Öte yandan, Afrika'daki ekonomik aktiviteyi ve politik ortamı bir fırsat olarak deđerlendiren BRICS ülkelerinin başını çeken Çin Halk Cumhuriyeti, kıtadaki ekonomik ve ticari aktivitelerini hızla arttırarak Afrika'da önemli bir aktör haline geldi (Woods, 2008; McCauley, vd, 2022). Çin yabancı doğrudan sermaye yatırımları 2012 itibariyle Amerika BirleŐik Devletleri (ABD) yatırımlarının önüne geçti ve yatırım stođu hala ABD'nin gerisinde olsa da ABD doğrudan yatırımları kıta genelinde azalırken Çin yatırımları dengeli bir yapıda devam etti. Bu dönemde Çin'den Afrika'ya yapılan doğrudan sermaye yatırım stođu 2018 yılında 46.10 milyar dolar (aynı yıl ABD yatırım stođu 48.07 milyar dolar olarak raporlanmıŐtır) seviyesine ulaŐtı (China Africa Research Initiative (CARI), 2024). Görsel (1) Çin'in Afrika'daki sermaye yatırım akıŐ ve stođundaki deđiŐimin dünya geneli ile kıyasını sunmaktadır.

Görsel (1). Çin'in Afrika'daki ve Dünya Genelindeki Doğrudan Sermaye Yatırımları (CARI, 2024)





Çin'in bu dönemdeki faaliyetleri büyük oranda kamu iktisadi oluşumları tarafından gerçekleştirilse de son yıllarda Afrika'da faaliyet gösteren Çin menşeli özel sektör oluşumlarının doğrudan sermaye yatırımlarındaki payı hızla artmaktadır. Son yıllarda Çinli firmaların bölgedeki yatırımları Çin'in Afrika'ya yönlendirdiği yabancı yardımı geçerek yıllık yaklaşık 6 milyar dolar seviyesine ulaştı (McCauley, vd., 2022). Çin yatırımları genellikle madencilik sektörü üzerine yoğunlaşsa da imalat, teknoloji ve hizmet sektörlerinde de önemli yatırımlar yapılmaktadır (Sun, 2014). Ancak, literatürde Çin'in Afrika üzerindeki artan ilgisine şüpheyle yaklaşılmakta; Çin'in Afrika'ya yatırımlarının doğal kaynaklara erişim odaklı olduğuna (Cai, 1999; Kolstad ve Wiig, 2012; Ramasamy vd., 2012) değinilmektedir. Kolstad ve Wiig (2012) Çin yatırımlarının özellikle doğal kaynak açısından zengin, fakat kurumsallaşmanın zayıf kaldığı Afrika ülkelerine yönlendiğini iddia etmektedir. Ancak, Cheung ve Qian (2009) ve Blomkvist ve Drogendijk (2013) gibi çalışmalar böyle bir bağlantının olmadığını savunmaktadır.

Öte yandan Çin yatırımlarının politik hedeflerinden bağımsız olarak Afrika genelindeki göreceli yüksek siyasi yozlaşma seviyesi ve devlet kurumlarının dünya geneline kıyasla işlevsizliği nedeniyle bu durumu değerlendiren Çin'in bölgeye yaptığı yatırımların kıtadaki ülkelere uzun vadede fayda sağlamayacağı ve Çin'in Afrika ile olan ilişkisinin yalnızca Çin'e fayda sağlama ihtimalinin daha yüksek olduğu belirtilmektedir (Klaver ve Trebilcock, 2011; Ademola et. Al., 2009). Pek çok çalışma Afrika ülkelerinin Çin dış yatırımını ekonomik büyümeye

evirebilmesi iin ncelikle bu lkelerdeki finans piyasalarının geliřmiř olmasını (Alfaro vd. 2004, 2010) ve kurumların iřlerliđinin artması gerektiđini savunmaktadır (Dunning, 1982; Shan vd. 2018).

Bu erevede deđerlendirildiđinde in'in Afrika yatırımlarının bu cođrafyada varlık gsteren lkelerin ekonomik bymelerine uzun dnemde etkisi olup olmadıđı, eđer varsa bu etkinin yn Afrika lkelerinin kalkınma politikalarını ve uluslararası iliřkilerini yeniden deđerlendirmeleri aısından olduka nemlidir. İlgili literatrn hızla bymesine rađmen teorik ve uygulamalı alıřmalara dair bulguların hala eliřkili olması da in yatırımlarının Afrika lkelerinin ekonomik bymesi zerindeki etkisi zerinde gncel tartıřmaları beslemektedir. Bu bađlamda literatrdeki alıřmaların sayı ve eřitliliđinin artması nemlidir. alıřmada bu amala Benin, Kenya, Kongo Demografik Cumhuriyeti, Mısır, Mauritius ve Seyřeller'e ait 2003 – 2022 yılları arasını kapsayan veri seti yardımıyla in'den bu lkelere gelen sermaye yatırımı ve adı geen lkeler arasındaki iliřki eř btnleřme ve ARDL yaklařımıyla tahmini hedeflenmektedir. Ele alınan dnemde in'in dıř yatırımlarının bu lkelerdeki altyapı yatırımları ve dıřa aıklıđının arttıđı dneme denk gelmesi nedeniyle fiziksel sermaye yapılanması ve toplam dıř ticaretin bir fonksiyonu olan dıřa aıklık deđiřkenleri de modellerde deđerlendirilmiř ve etkileri kontrol altında tutulmuřtur. Eř btnleřme testleri ekonomik byme, fiziksel sermaye oluřumu, dıřa aıklık ve in'den gelen sermaye yatırımlarının uzun dnemde birlikte hareket ettiđini gstermektedir. te yandan, uzun dnemde ekonomik bymeye yalnızca dıřa aıklık katkı sađlarken, kısa dnemde ise fiziksel sermaye oluřumu byme zerinde etkilidir. Bulgularımız in'den gelen dıř yatırımların bahsi geen lkelerde kısa veya uzun dnemde ekonomik byme zerinde herhangi istatistiksel olarak anlamlı bir etkisi olmadıđını gstermektedir.

alıřmanın devamı řu řekildedir: İkinici blmde ilgili literatrde yer alan bulgulara yer verilerek bu alıřmalar aısından sregelen tartıřma deđerlendirilecek, nc blmde veri seti ve metodoloji, drdnc blmde ampirik bulgular sunulacak ve son olarak beřinci blmde elde edilen bulgular tartıřılarak sonular deđerlendirilecektir.

## 2. LİTERATÜR TARAMASI

Klaver ve Trebilcock (2011) Afrika'daki Çin yatırımlarını değerlendirerek bu yatırımların ekonomik büyümeye dönüşmesine neden olabilecek yedi madde sıralamıştır. Bunlar emtiaların değerlendirilmesi, doğal kaynakların çıkarılma ve işleme hızındaki artış, altyapı yatırımları, imalat sektöründeki büyüme, istihdam artışı, dış pazarlara erişim ve tüketim artışı olarak sıralanmaktadır. Öte yandan ekonomik büyümeye neden olma potansiyeli olan bu faktörler gelen tüm dış yatırım açısından ortak olabilir. Dolayısıyla Çin yatırımlarının büyüme üzerindeki etkisi ancak Çin'in Afrika'ya yatırım politikalarının ve miktarının ABD ve AB'den gelen yatırımlardan farklılaşması ve Afrika'yı Çin ve Çin'in egemen olduğu pazarlara açabilmesiyle mümkün olacaktır. Literatürdeki uygulamalı çalışmaların böyle bir farklılaşmanın gerçekleşip gerçekleşmemesine bağlı olarak farklı bulgulara ulaşılıyor olması beklenebilir. Bu farklılaşma temel olarak çalışmalarda konu edilen ülkelerdeki finansal piyasaların gelişmişlik düzeyine (Alfaro vd., 2004, 2010) ve devlet kurumlarının işlevselliğine (Shan vd., 2018) bağlıdır. Değerlendirilen ülkelerdeki altyapının gelişmişlik düzeyi ve beşerî sermayenin yapısı da hem Çin'den gelen dış yatırım miktarını etkileyecek (Asiedu, 2006), hem de diğer etkenlerle beraber gelen dış yatırımın ekonomik kalkınmaya dönüşme verimliliğini belirleyecektir.

Soumaré (2015) Kuzey Afrika ülkeleri üzerinde yaptığı nedensellik analizinde gelen dış yatırımlar ve refah arasında güçlü bir pozitif ilişki tespit etmiştir. Bu ilişkinin hükümet büyüklüğü, ülke borçluluğu, makro iktisadi dengesizlikler, altyapı yatırımları, kurumların kalitesi, politik riskler, ticari açıklık, eğitim ve finans piyasalarının gelişmişliği kontrol altında tutulduğunda dahi değişmediği, ancak dış yatırımların etkisinin bölgeden bölgeye farklılık gösterdiği belirtilmektedir. Otchere vd. (2016) gelen dış yatırım ve finansal piyasaların kalkınması arasındaki nedenselliği incelemektedir. Bulguları ikili arasında bir nedensellik ilişkisi olduğunu ve finansal piyasaların gelişmesi yoluyla gelen dış yatırımların Afrika'da ekonomik büyümeyi tetiklediğini öne sürmektedir. Bu bakımdan iki çalışma birbirini destekler niteliktedir. Ancak bu çalışmalar gelen dış yatırımları küresel ölçüde ele almaktadır. Bu nedenle Çin'den gelen dış yatırımın da benzer bir etkiye sahip olup olmadığı sorusunu cevapsız bırakmaktadır.

Kaplinsky ve Morris (2009) Çin yatırımlarının Sahara Altı Afrika'sındaki (SAA) durumunu mikro ölçeekte deęerlendirmektedir. SAA ülkelerinin Çinli yatırımcıların bu ülkelerdeki doğal kaynaklara olan ilgisinden doğan fırsat penceresini en iyi şekilde kullanması gerektięi belirtilmektedir.

Whalley ve Weisbrod (2012) Afrika ülkelerindeki ekonomik büyümede Çin'den gelen dış yatırımların payı olmadığını 13 SAA ülkesi için 1970 – 2009 yılları arasındaki veri setini kullanarak 2005-2007 ve 2003-2009 dönemleri açısından incelemektedir. Elde ettikleri bulgular Çin'den gelen yatırımların 2008 küresel finansal krizinin hemen öncesinde ve sonrasında yer alan bu dönemlerde Çin'den gelen yatırımların bu ülkelerdeki ekonomik büyüme katkı sağladığını ortaya koymaktadır.

Busse vd. (2016) SSA'da yer alan 48 ülkenin 1991- 2010 yılları arasındaki ekonomik büyüme yapısını inceledikleri çalışmada GMM yöntemiyle tahmin ettikleri genişletilmiş Solow modellerinde ne toplam gelen dış yatırımların ne de Çin'den gelen dış yatırımın bahsi geçen ülkelerde ekonomik büyümeye herhangi bir etkisi olmadığını saptamıştır.

Doku vd. (2017) ikili arasındaki ilişkiyi 20 Afrika ülkesine ait 2003 ile 2012 yılları arasını kapsayan veri seti yardımıyla panel sabit etkiler modelini kullanarak incelemektedir. Elde ettikleri sonuçları Çin'in Afrika'ya yaptığı yatırım stoğunun bölgedeki ekonomik büyümeye pozitif ve istatistiksel olarak anlamlı bir katkısı olduğunu göstermektedir.

Miao vd. (2020) Çin'den gelen yatırımların ve Çin – Afrika ticaretinin Afrika'nın ekonomik büyümesi üzerindeki etkisini Genelleştirilmiş Momentler Metodu (GMM) modeli ile 44 Afrika ülkesinin 2003 – 2016 yılları arasındaki veri seti incelemektedir. Çalışmada Çin – Afrika ticaretinin koşullu etkisi ve devlet kurumlarının işlevsellięi kontrol altında tutulduğunda Çin'den gelen dış yatırımların Afrika ülkelerdeki refah düzeyi ve ekonomik büyüme üzerinde negatif ve istatistiksel olarak anlamlı etkileri olduğu tespit edilmiştir.

Crescenzi ve Limodio (2021) Etiyopya örneğini deęerlendirdikleri çalışmada, Çin yatırımlarının ülkedeki sektörler arasında heterojen bir etkisi olduğunu, Çin yatırımlarıyla rekabet halindeki yerel firmaların ekonomik olarak daralmaya girdiğini, ancak Çin yatırımlarıyla birlikte

hareket eden, yatırım alan alanlara hammadde sağlayan veya yatırım yapılan alanlardan elde edilen hammaddeleri işleyen sektörlerde yer alan firmaların ise genişlediğini tespit etmiştir. Çalışmada Çin yatırımlarındaki artışın firmaların genişlemesinden kaynaklanabileceği göz önünde bulundurularak araç değişken yaklaşımı izlenmiş ve uydu görüntülerinden elde edilen gece ışıkları verileri ekonomik kalkınmanın bir göstergesi olarak ele alınarak Etiyopya'nın çeşitli bölgelerini kapsayan 20 yıllık bir panel veri seti oluşturulmuştur. Elde edilen bulgular Çin yatırımlarının bu bölgelerde ekonomik büyümeye kısa dönemde herhangi bir katkısı olmadığını, büyüme etkisinin orta vadede 6-12 yıl arasında ortaya çıktığını göstermektedir. Firma seviyesinde ekonomik faaliyetlerin daralma ve genişlemelerinin toplam etkilerinin ise sıfır toplamı olduğunu vurgulamaktadır.

Literatürdeki bulgular değerlendirildiğinde Çin'den gelen yatırımlarla Afrika ülkelerinin ekonomik büyümesi arasındaki ilişkiye dair bir uzlaşma olmadığı görülmektedir. Ancak bahsi geçen çalışmalar Çin – Afrika arasındaki ekonomik göstergelere ait verilerdeki eksikler ve bu durumdan kaynaklanan ekonometrik kısıtların çizdiği sınırlara tabiidir. Bu nedenle güncel veri setleri ve özellikle uzun dönem ilişkilerin daha etkin tahminini sağlayan ekonometrik yöntemlerle literatürdeki tartışmaya katkıda bulunmak önem arz etmektedir.

### 3. VERİ SETİ VE YÖNTEM

Çalışmada Afrika kıtasında yer alan ve 2003 – 2022 yılları arasındaki tüm verilerine erişilebilen 6 ülke incelenmektedir. Bu ülkeler Benin, Kongo Demokratik Cumhuriyeti, Mısır, Kenya, Mauritius ve Seyşeller'dir. Eş bütünleşme testlerinde ve daha sonra gecikmesi dağıtılmış otoregresif (ARDL) regresyon modeli tahminlerinde kullanılan reel GSYİH ( $Y_{it}$ ), gayri safi fiziksel sermaye oluşumunun GSYİH'a oranı ( $GFC_{it}$ ), ithalat ( $IM_{it}$ ) ve ihracat ( $EX_{it}$ ) değişkenleri Dünya Bankası Dünya Kalkınmışlık Göstergeleri veri tabanından, Çin'den çalışmada yer alan 6 ülkeye gelen yatırımlar ( $CFDI_{it}$ ) ise China Africa Research Initiative (CARI) veri tabanından elde edilmiştir. Ticari açıklık değişkeni ( $O_{it}$ ) denklem (1)'deki gibi hesaplanabilir.

$$O = \frac{(\text{İthalat} + \text{İhracat})}{Y} \times 100 \quad (1)$$

Çin'in veri setinde yer alan ülkelere yatırımı ile bu ülkelerin ekonomik büyümeleri arasındaki uzun dönem ilişkisi denklem (2)'de yer alan model çerçevesinde değerlendirilmektedir.

$$\ln Y_{it} = \beta_0 + \beta_1 \ln Y_{it-1} + \beta_2 \ln GFC_{it} + \beta_3 \ln O_{it} + \beta_4 \ln cFDI_{it} + u_{it} \quad (2)$$

Burada,  $i = 1, \dots, 6$  birimleri,  $t = 2003, \dots, 2022$  ise periyodu ifade etmekte;  $k = 0, \dots, 4$  olmak üzere  $\beta_k$  regresyon modelindeki uzun dönem katsayıları ve  $u_{it}$  ise hata terimidir. Ancak, denklem (2) yardımıyla uzun dönem katsayılarının tutarlı ve etkin tahmini modelde yer alan değişkenlerin ve denklem (2)'nin tahmininden elde edilecek artıkların durağanlığına bağlı olduğundan öncelikle modelde yer alan değişkenlerin durağanlıklarının test edilmesi gerekmektedir. Ayrıca panel veri setlerinde özellikle makro ölçekte kaydedilen değişkenler söz konusu olduğunda genellikle birimler arasındaki bağımsızlık varsayımı sağlanmadığından yatay-kesit bağımsızlığı hipotezinin de test edilmesi gerekmektedir (Ağaslan ve Alkan, 2021). Bu nedenle çalışmada öncelikle Pesaran (2015), Fan vd. (2015), Juodis ve Reese (2022) ve Pesaran ve Xie (2021) tarafından önerilen alternatif yatay kesit bağımlılığı testleri yapılmıştır. Pesaran (2015) tarafından önerilen ve yaygın olarak kullanılan yatay kesit bağımlılığı testinin gücü bazı durumlarda düşüktür, bu nedenle yatay kesit bağımsızlığı varsayımının sağlandığı durumlarda da bu varsayım ihlal ediliyormuş gibi görünebilir. Fan vd. (2015) bu amaçla test gücü artırılmış yatay kesit bağımlılığı testini önermiştir. Pesaran ve Xie (2021) tarafından önerilen test gizil faktörlerin yer aldığı modellerde test istatistiğinin sapmalı tahmine karşı robust yapıdadır. Juodis ve Reese (2022) testi ise yatay kesit bağımlılığı testlerinde karşılaşılan rastgele parametreler probleminde karşı dayanıklıdır, ancak Pesaran ve Xie (2021) artıkların normal dağılmadığı durumlarda bu testin gücünün düşük olduğunu belirtmektedir. Dolayısıyla farklı test sonuçlarının bir arada değerlendirilmesiyle beraber yatay kesit bağımsızlığı varsayımının ihlal edilip edilmediği hakkında daha net bir karar verilebilmektedir.

Tüm değişkenlerde yatay kesit bağımsızlığı varsayımı ihlal edildiği için değişkenlerin durağanlıkları Maddala ve Wu (1999) ve Pesaran (2007) tarafından geliştirilen yatay kesitler bakımından genişletilmiş Im-Pesaran-Shin (CIPS) testleri ile incelenmiştir. Tablo (2)'de yer verilen bulgular denklem (2)'de önerilen modelde yer alan değişkenlerin farklı mertebelerde durağan olduklarını göstermektedir. Dolayısıyla denklem

(2)'nin geleneksel metotlarla tahmininden elde edilecek uzun dönem katsayıları tutarsız olacaktır.

Farklı mertebede durağan değişkenlerin uzun dönemde ilişkili olup olmadıklarını geleneksel eş bütünleşme testleri ve hata düzeltme modelleriyle incelemek mümkün değildir. Bu nedenle uygulamalı literatürde sıklıkla ARDL modellerinden faydalanılmaktadır. Ancak hata düzeltme modelinin tahmini için değişkenler arasında eş bütünleşme olup olmadığının incelenmesi gerekir. Panel ARDL yaklaşımında zaman serilerinde kullanılan sınır testleri kullanılmadığından ARDL modellerinin tahminin önce Pedroni'nin yedi eş bütünleşme testi yapılarak bulguları bir arada değerlendirilmekte, bu testler değişkenler arasında eş bütünleşme olduğuna işaret ediyorsa Akaike veya Schwarz bilgi kriterleri yardımıyla optimum ARDL(p,q) modeline karar verilerek hata düzeltme modeli uygun bir tahminciyle tahmin edilmektedir. Denklem (3) denklem (2)'de bahsi geçen uzun dönem ilişkisini yakalayan hata düzeltme modelini sunmaktadır.

$$\Delta \ln Y_{it} = \lambda_i (\ln Y_{it-1} - \theta_{0i} - \theta_i X'_{it}) + \sum_{j=1}^{p-1} \phi_{ij}^* \Delta \ln Y_{it-j} + \sum_{j=0}^{q-1} \delta_{ij}^* \Delta X'_{it-j} + u_{it} \quad (3)$$

Burada  $\phi_i$  düzeltme katsayısı,  $\lambda_{ij}^*$  hata düzeltme terimi,  $\theta_i$  uzun dönem katsayıları,  $\delta_{ij}^*$  kısa dönem katsayıları,  $X'_{it}$  ise açıklayıcı değişken matrisidir. Burada  $\phi_i$ ,  $\lambda_{ij}^*$  ve  $\delta_{ij}^*$  denklem (4), (5) ve (6)'daki gibi elde edilebilir edilebilir.

$$\lambda_i = - \left( 1 - \sum_{j=1}^p \phi_{ij} \right) \quad (4)$$

$$\phi_{ij}^* = - \sum_{m=j+1}^p \phi_{im} \quad (5)$$

$$\delta_{ij}^* = - \sum_{m=j+1}^p \delta_{im} \quad (6)$$

Çalıřmada denklem (3)'te yer alan hata düzeltme modeli Pesaran Mean Group (PMG) tahmincileri ile tahmin edilmiřtir. PMG tahmincileri yatay kesit bağımsızlıđı ve parametre homojenliđi varsayımlarının sağlanamadıđı durumlarla da tutarlı parametre tahminleri yapabilir (Pesaran vd., 1999).

#### 4. BULGULAR

Çin Halk Cumhuriyeti'nden Afrika'da yer alan ve 2003 – 2022 yılları arasındaki tüm verilerine ulařılabilen 6 ÷lkeye gelen sermaye yatırımlarının, bu ÷lkelerin ticari açıklıklarının ve fiziksel sermaye oluřumunun ekonomik büyümeye etkisini incelemek amacıyla yapılan test ve tahminlere ait bulgulara bu bölümde yer verilmektedir. Çalıřmada ilk olarak dođru birim kök testlerinin ve ARDL tahmincisinin belirlenmesi amacıyla yatay kesit bağımlılıđı testleri yapılmıřtır. Bu testlere ait bulgular tablo (1)'de yer almaktadır.

Tablo (1): Yatay kesit bağımlılıđı testleri

Deđiřkenler	CD	CDw	CDw+	CD*
$\ln Y_{it}$	16.86***	-3.42***	61.87***	-0.49
$\ln cFDI_{it}$	9.15***	-1.81*	33.61***	2.07**
$\ln GFC_{it}$	12.47***	-2.98***	45.32***	-0.03
$\ln O_{it}$	2.97***	-1.79*	23.64***	0.189

*CD, CDw, CDw + ve CD\** sırasıyla Pesaran (2015), Juodis ve Reese (2022), Fan vd. (2015) ve Pesaran ve Xie (2021) test istatistikleridir. \*\*\*, \*\* ve \* sırasıyla 0.01, 0.05 ve 0.10 anlamlılık düzeylerinde “yatay kesitler bağımsız deđildir” řeklindeki sıfır hipotezinin reddedildiđini göstermektedir.

Tablo (1)'de sunulan test istatistikleri  $\ln Y_{it}$  deđiřkenlerinde testlerin tamamında,  $\ln cFDI_{it}$ ,  $\ln GFC_{it}$  ve  $\ln O_{it}$  deđiřkenlerinde ise dört testin üçünde sıfır hipotezinin reddedildiđini, dolayısıyla deđiřkenlerin tamamında yatay kesit bağımsızlıđı varsayımının ihlal edildiđini göstermektedir. Tablo (2)'de yer verilen CIPS testi yatay kesit bağımsızlıđı varsayımının sağlanamadıđı durumlarda deđiřkenlerin durađanlıklarını incelemek açısından uygundur.



Tablo (2): CIPS birim kök testi

Değişkenler	Düzye, Trend ve Sabit	Düzye, Sabit
$\ln Y_{it}$	0.751	-0.033
$\ln cFDI_{it}$	-1.493*	-2.484***
$\ln GFC_{it}$	0.778	0.276
$\ln O_{it}$	-3.044***	-0.602
***, ** ve * sırasıyla 0.01, 0.05 ve 0.10 anlamlılık düzeylerinde “seri durağan değildir” şeklindeki sıfır hipotezinin reddedildiğini göstermektedir.		

Birim kök testi sonuçları düzeyde trend olduğu varsayımı altında  $\ln cFDI_{it}$  ve  $\ln O_{it}$  değişkenlerinin durağan, diğer değişkenlerin birim köklü olduğunu göstermektedir. Değişkenlerde trend olmadığı varsayımı altında ise yalnızca  $\ln FDI_{it}$  değişkeni durağandır. Öte yandan değişkenlerin tümü ilk farkları alındığında durağanlaşmaktadır. Denklem (2)’de yer alan değişkenlerin tamamının düzeyde durağan olmadığı açıktır, bu model kullanılarak yapılacak uzun dönem tahminleri tutarsız olacaktır. Dolayısıyla Pedroni (1999) tarafından önerilen eş bütünleşme testleri değişkenler arasında eş bütünleşme olabileceğine dair bir kanıt sunarsa ARDL modeli yardımıyla uzun dönem ilişkisi incelenebilir. Pedroni (1999) eş bütünleşme testlerine ait istatistikler tablo (3)’te sunulmaktadır.

Tablo (3): Pedroni Eş Bütünleşme testleri

Testler	Panel	Grup
$v$	-1.328	
$\rho$	2.292***	3.041***
$t$	1.731*	2.205**
$ADF$	4.833***	4.456***
***, ** ve * sırasıyla 0.01, 0.05 ve 0.10 anlamlılık düzeylerinde “eş bütünleşme yoktur” şeklindeki sıfır hipotezinin reddedildiğini göstermektedir.		

Pedroni (1999)’un önerdiği eş bütünleşme testlerinden en az dört tanesinin sıfır hipotezini reddedebileceği durumlarda değişkenler arasında uzun dönem ilişkisi olduğu söylenebilir. Tablo (3)’te yer alan bulgulara bakıldığında yalnızca  $v$  istatistiğinin sıfır hipotezini reddedemediği, kalan

altı test istatistiğinin sıfır hipotezini reddettiği görülmektedir. Bu nedenle optimum gecikme uzunlukları  $p = 1$ ,  $q_1 = 1$ ,  $q_2 = 1$  ve  $q_3 = 1$  olarak tespit edilen ARDL (1,1,1,1) modeli denklem (3)'te belirttiği gibi tahmin edilmiştir.

Tablo (4): Hata Düzeltme Modeli Tahminleri

Değişkenler	Katsayı Tahminleri	Standart Hatalar
$\ln O_{it}$	1.611***	0.588
$\ln cFDI_{it}$	0.029	0.019
$\ln GFC_{it}$	0.004	0.135
$\Delta \ln O_{it}$	0.054	0.057
$\Delta \ln cFDI_{it}$	-0.003	0.002
$\Delta \ln GFC_{it}$	0.091*	0.05
$\lambda_{it}$	-0.044*	0.023
Sabit	0.982**	0.489
***, ** ve * sırasıyla 0.01, 0.05 ve 0.10 anlamlılık düzeylerinde tahmin edilen katsayıların istatistiksel olarak anlamlı olduğunu gösterir.		

Tablo (4)'te hata düzeltme modeline ait tahminler yer almaktadır. Bulgular hata düzeltme katsayısı  $\hat{\lambda}_{it}$ 'nin istatistiksel olarak anlamlı olduğunu, kısa dönemli bozulmaların uzun dönemde dengeye geldiğini göstermektedir. Her dönem kısa dönemli bozulmaların %4.4'ü düzeltilmektedir. Uzun dönemde ekonomik büyüme üzerinde yalnızca ticaret açıklığı etkilidir. Ticaret açıklığında %1'lik artış meydana geldiğinde ülkelerin ekonomileri %1.611 büyümektedir. Kısa dönemde ise ekonomik büyüme yalnızca fiziksel sermaye oluşumu ile ilişkilidir. Gayri safi fiziksel sermaye oluşumunda bir önceki dönem meydana gelen bir şok ekonomik büyüme üzerinde cari dönemde pozitif etkiye sahip olacaktır. Ancak Çin'den gelen yatırımların modelde yer alan diğer değişkenlerin etkisi sabit tutulduğunda veri setinde yer alan ülkelerin ekonomik büyümeleri üzerinde uzun veya kısa dönemde herhangi istatistiksel olarak anlamlı bir etkisi yoktur.

## 5. SONUÇ

Çin küresel ölçekte önemli bir politik ve ekonomik aktör olma hedefi doğrultusunda 2000'li yılların başlarından itibaren dış

yatırımlarının hızla artan bir kısmını daha önceleri yoğun olarak ABD ve AB'den yatırım almakta olan Afrika ülkelerine yönlendirmiştir. Çin'in son 20 yılda Afrika'ya yaptığı dış yatırımın stoğu ABD'in aynı dönemde bölgeye yaptığı yatırım stoğunu yakalamak üzeredir. Whalley ve Weisbrod (2012), Doku vd. (2017) gibi çalışmalar bu yatırımların Afrika ülkelerinin ekonomik büyümesi üzerinde pozitif etkileri olduğunu göstermektedir. Öte yandan Çin yatırımları Afrika'daki doğal kaynaklara erişim maksadı taşımakla itham edilmekte ve Çin'den yatırım alan Afrika ülkelerinde bu yatırımların ekonomik büyümeye dönüşmediği öne sürülmektedir (Busse vd., 2016). Hatta Miao (2021)'de öne sürüldüğü üzere bu yatırımların Afrika ülkelerindeki ekonomik büyümeyi negatif etkilediğinden de söz edilmektedir. Bu çalışmada literatürde süregelen tartışmalara katkıda bulunmak amacıyla 2003 – 2022 arasındaki dönemde verilerine ulaşılabilen 6 Afrika ülkesini kapsayan bir örnekleme Çin'den gelen dış yatırımın Afrika'nın ekonomik büyümesi üzerinde herhangi bir etkisi olup olmadığı incelenmiştir. Elde edilen bulgular bu ülkelerde ekonomik büyümenin uzun dönemde ticari açıklıktaki artışlardan, kısa dönemde ise fiziksel sermaye oluşumundaki artışlardan pozitif yönlü etkilendiğini, Çin'in bu ülkelere gelen dış yatırımın ekonomik büyüme üzerinde kısa veya uzun dönemli herhangi bir etkisi olmadığını göstermektedir. Bu durumun nedeni Çin yatırımlarının kurumlarının kalitesi ve politik olarak stabil olmayan Afrika ülkelerinde yatırım alan sektörlerin büyümesini sağlarken yatırım almayan sektörlerdeyse daralmaya yol açması olduğu söylenebilir. Crescenzi ve Limodio (2021) Etiyopya üzerinde yaptıkları çalışmada aynı sonuca ulaşmıştır. Afrika ülkelerinin Çin'den gelen yatırımları değerlendirmeleri gerektiği açıktır. Ancak ticari açıklık değişkeninin ekonomik büyüme üzerindeki etkisinin Çin'den gelen yatırımların doğal kaynakların dış ticaretini arttırıcı etkisinden mi yoksa gelişen imalat sektörü ve rekabetçi piyasadan kaynaklanan ihracat artışından (bkz. Balassa (1978), Ağaslan (2021)) Yatırımların ekonomik büyümeye katkı sağlayabilmesi için politika yapımcıların kamu kurumlarının kalitesini arttırması ve Çin'den yatırım almayan sektörleri de destekleyerek bu sektörlerdeki daralmanın önüne geçmesi faydalı olacaktır. Ancak Afrika ülkelerinin iktisadi göstergelerine ait kayıtların eksikliği ve Çin'den bölgeye aktarılan yatırımların kısıtlı bir dönem için mevcut olması çalışmamızı kapsamını önemli ölçüde daraltmakta ve ekonomik büyüme üzerinde etkisi olduğu önemli bazı iktisadi göstergelerin kontrol altında tutulmasına izin vermemektedir.

Arařtırmacıların ikili arasındaki iliřkiye dair daha net bir resim çizmeleri daha kapsamlı veri setleri yayınlandığı takdirde mümkün olacaktır.

## KAYNAKÇA

Ademola, O., Bankole, A., & Adewuyi, A. (2009). China-Africa trade relations: Insight from AERC scoping studies. *European Journal of Development Research*, 21(4), 485–505.

Ağaslan, E. (2021). Türkiye Ekonomisi'nde döviz kurunda ve dış ticarete yaşanan değişimin kayan pencere yöntemi ile büyüme üzerine analizi. *Türkiye Ekonomi Dergisi*.

Ağaslan, E., & Alkan, B. (2021). Döviz kuru oynaklığı ve ekonomik büyüme ilişkisine yeniden bakış. *Ankara Hacı Bayram Veli Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*, 23(3), 1001-1016.

Alfaro, L., Chanda, A., Kalemli-Ozcan, S., & Sayek, S. (2004). FDI and economic growth: The role of local financial markets. *Journal of International Economics*, 64(1), 89–112.

Alfaro, L., Chanda, A., Kalemli-Ozcan, S., & Sayek, S. (2010). Does foreign direct investment promote growth? Exploring the role of financial markets on linkages. *Journal of Development Economics*, 91(2), 242–256.

Asiedu, E. (2006). Foreign direct investment in Africa: The role of natural resources, market size, government policy, institutions, and political instability. *The World Economy*, 29(1), 63–77.

Balassa, B. (1978). Exports and economic growth: Further evidence. *Journal of Development Economics*, 5(2), 181-189.

Blomkvist, K., & Drogendijk, R. (2013). The impact of psychic distance on Chinese outward foreign direct investments. *Management International Review*, 53(5), 659-686.

Busse, M., Erdogan, C., & Mühlen, H. (2016). China's impact on Africa—The role of trade, FDI and aid. *Kyklos*, 69(2), 228-262.

Cai, K. G. (1999). Outward foreign direct investment: A novel dimension of China's integration into the regional and global economy. *The China Quarterly*, 160, 856-880.

Cheung, Y. W., & Qian, X. (2009). Empirics of China's outward direct investment. *Pacific Economic Review*, 14(3), 312-341.

China Africa Research Initiative. (2024). China-Africa data. *China Africa Research Initiative*. Retrieved from <http://www.sais-cari.org/chinese-investment-in-africa>

Crescenzi, R., & Limodio, N. (2021). The impact of Chinese FDI in Africa: Evidence from Ethiopia. *Journal of African Economies*.

Doku, I., Akuma, J., & Owusu-Afriyie, J. (2017). Effect of Chinese foreign direct investment on economic growth in Africa. *Journal of Chinese Economic and Foreign Trade Studies*, 10(1), 1–11.

Dunning, J. H. (1982). Explaining the international direct investment position of countries: Towards a dynamic or developmental approach. In *International Capital Movements* (pp. 84-121). Springer.

Fan, J., Liao, Y., & Yao, J. (2015). Power enhancement in high-dimensional cross-sectional tests. *Econometrica*, 83(4), 1497-1541.

Juodis, A., & Reese, S. (2022). The incidental parameters problem in testing for remaining cross-section correlation. *Journal of Business & Economic Statistics*, 40(3), 1191-1203.

Klaver, M., & Trebilcock, M. (2011). Chinese investment in Africa. *Law and Development Review*, 4(1), 168–217.

Kolstad, I., & Wiig, A. (2012). What determines Chinese outward FDI? *Journal of World Business*, 47(1), 26-34.

McCauley, J. F., Pearson, M. M., & Wang, X. (2022). Does Chinese FDI in Africa inspire support for a China model of development? *World Development*, 150, 105738.

Miao, M., Lang, Q., Borojo, D. G., Yushi, J., & Zhang, X. (2020). The impacts of Chinese FDI and China–Africa trade on economic growth of African countries: The role of institutional quality. *Economies*, 8(3), 53.

Otchere, I., Soumaré, I., & Yourougou, P. (2016). FDI and financial market development in Africa. *The World Economy*, 39(5), 651-678.

Pedroni, P. (1999). Critical values for cointegration tests in heterogeneous panels with multiple regressors. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 61(S1), 653-670.

Pesaran, M. H. (2015). Testing weak cross-sectional dependence in large panels. *Econometric Reviews*, 34(6-10), 1089-1117.

Pesaran, M. H., & Xie, Y. (2021). A bias-corrected CD test for error cross-sectional dependence in panel data models with latent factors. *arXiv preprint arXiv:2109.00408*.

Ramasamy, B., Yeung, M., & Laforet, S. (2012). China's outward foreign direct investment: Location choice and firm ownership. *Journal of World Business*, 47(1), 17-25.

Shan, S., Lin, Z., Li, Y., & Zeng, Y. (2018). Attracting Chinese FDI in Africa: The role of natural resources, market size and institutional quality. *Critical Perspectives on International Business*, 14(2/3), 139-153.

Soumaré, I. (2015). Does FDI improve economic development in North African countries? *Applied Economics*, 47(51), 5510–5533.

Sun, Y. (2014, 7 Şubat). China's aid to Africa: Monster or Messiah? *Brookings Institution*. Retrieved from <https://www.brookings.edu/opinions/chinas-aid-to-africa-monster-or-messiah/>

Whalley, J., & Weisbrod, A. (2012). The contribution of Chinese FDI to Africa's pre-crisis growth surge. *Global Economy Journal*, 12(4).

Woods, N. (2008). Whose aid? Whose influence? China, emerging donors, and the silent revolution in development assistance. *International Affairs*, 84(6), 1205–1221.

Zamfir, L. (2016). Africa's economic growth: Taking off or slowing down? *PE 573.891*. Brussels: European Parliamentary Research Service.

# EKONOMİK BÜYÜME VE YENİLENEBİLİR ENERJİ TÜKETİMİ ARASINDAKİ İLİŞKİ: EŞBÜTÜNLEŞME VE NEDENSELLİK TESTLERİNDEN KANITLAR

İbrahim Sezer BELLİLER<sup>1</sup>

## 1. GİRİŞ

Enerji kullanımı ve ekonomik büyüme arasındaki etkileşimi ele alan çalışmalar, literatürde ilk olarak Kraft ve Kraft (1978) tarafından yapılan araştırma ile öne çıkmıştır. Enerji tüketimi ile ilgili çalışmalar incelendiğinde, kısa ve uzun dönemli politika önerilerinin sunulduğu görülmektedir. Bu bağlamda, ülkelerin enerji politikaları, kısa ve uzun vadede önemli bir dönüm noktası teşkil etmektedir. İklim değişikliği artık küresel anlamda çok önemli bir unsur haline gelmiştir. Ülkeler, sürdürülebilir ekonomik büyümeye artık temiz enerji tüketimiyle ulaşmayı hedeflemektedir. Yenilenemeyen enerji kaynaklarının tüketimi, ülkeler için yeni sorunların ortaya çıkmasına yol açmaktadır. Petrol, dünya genelinde en çok ticareti yapılan emtia olup, küresel pazardaki arzı OPEC gibi belirli ülke grupları tarafından belirlenmektedir. Bu durum, özellikle petrol ithal eden ülkeler için önemli bir enerji güvenliği unsuru oluşturmaktadır. Petrol ihraç eden ülkeler genellikle Orta Doğu'da bulunmakta ve politik olarak oldukça hassas bölgelerden oluşmaktadır. Bu nedenle, enerji ithalatçısı ülkeler için enerji güvenliği önemli bir konu olup, petrol arzının bir süre sonra tükeneceğinin bilinmesi, bu ülkelerin endişelerini daha da artırmaktadır. Bu nedenlerden dolayı, literatürün odağı yenilenebilir enerji tüketimi ile ekonomik büyüme arasındaki ilişkinin incelenmesi üzerine yoğunlaşmaktadır. Dolayısıyla, yenilenebilir enerji tüketimi ve ekonomik büyüme arasındaki ilişkinin incelenmesi giderek artan bir öneme sahip olmuştur. Ayrıca, enerji verimliliği ve yenilenebilir enerji kaynaklarının geliştirilmesi, ülkelerin enerji politikalarını şekillendiren en önemli unsurlar haline gelmiştir. Çünkü yenilenebilir enerji kaynaklarının geliştirilmesi ve enerji verimliliğinin sağlanması, sürdürülebilir ekonomik büyümenin temel unsurlarından birini oluşturmaktadır. Yenilenebilir enerji tüketimi ve enerji

<sup>1</sup> Arş. Gör., Harran Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Ekonometri Bölümü, [sezerbelliler@harran.edu.tr](mailto:sezerbelliler@harran.edu.tr), ORCID: 0000-0001-8141-6347



verimliliğinin artırılması, daha temiz bir çevrenin sağlanmasında en önemli unsurlar arasında yer almaktadır.

Yenilenemeyen enerji kaynaklarından elde edilen enerjinin çevreye bir çok zararı bulunmaktadır. Ayrıca yenilenemeyen enerji tüketiminden kaynaklanan çevreye zararlı gazların insan sağlığına da olumsuz etkileri bulunmaktadır (Saad & Taleb, 2018). Küresel ölçekte, birçok ülke daha sürdürülebilir üretim tekniklerine geçiş yapmaktadır. Ülkeler, kirliliğin azaltılması, araçlardan çevreye salınan zararlı gazların düşürülmesi, doğa ve ormanların korunması ile sera gazı emisyonlarının azaltılması gibi birçok alanda önlemler almaktadır. (Sims, 2003).

Enerji kullanımı ile ekonomik büyüme arasındaki nedensel bağlantıya ilişkin dört ayrı hipotez bulunmaktadır. Bu hipotezler; büyüme, koruma, geri besleme ve tarafsızlık olarak ifade edilebilir. Büyüme hipotezi, enerji kullanımının ekonomik faaliyetleri artırabileceğini öne sürmektedir. Ayrıca, enerji kullanımından ekonomik büyüme yönünde tek taraflı bir nedensel ilişkinin varlığını savunmaktadır. Bir başka ifadeyle enerji tüketiminde meydana gelen bir azalmanın ekonomik büyümeyi negatif yönde etkileyeceği beklenmektedir. Koruma yaklaşımı, ekonomik büyümenin enerji kullanımını etkilediği yönünde tek taraflı bir nedensel ilişki bulunduğunu öne sürmektedir. Koruma hipotezine göre, enerji tüketiminde meydana gelen bir azalmanın ekonomik büyümeyi olumsuz yönde etkilemeyeceği ifade edilmektedir. Geri besleme hipotezi, enerji tüketimi ile ekonomik büyüme arasında iki yönlü bir nedensel bağın varlığını kabul etmektedir. Bir başka ifadeyle enerji tüketimi ile ekonomik büyüme arasında birbirini besleyen bir ilişkinin olduğu ifade edilmektedir. Enerji kullanımı ile ekonomik büyüme arasında çift yönlü bir nedensel ilişkinin mevcut olduğu ifade edilebilmektedir. Tarafsızlık hipotezi, enerji kullanımı ile ekonomik büyüme arasında bir nedensel ilişki bulunmadığını öne sürmektedir. Bir başka ifadeyle; enerji tüketimindeki azalma, ekonomik büyüme üzerinde olumsuz bir etki yaratmayacaktır (Khobai & Le Roux, 2018).

Bu araştırmada, 1965-2023 dönemi verileri kullanılarak yenilenebilir enerji ve ekonomik büyüme arasındaki bağlantı incelenmiştir. Araştırma dört ana bölümden oluşmaktadır ve giriş kısmında bu konuya genel bir bakış sunulmaktadır. İkinci bölümde, yenilenebilir enerji ve ekonomik büyüme konusuna ilişkin yapılan çalışmalara yer verilmiştir. Üçüncü bölümde veri seti ekonometrik yöntem açıklanmıştır. Kullanılan yöntemin analiz sonuçlarına da bu bölümde yer verilmiştir. Çalışmanın son bölümü ise sonuç yönteminden oluşmaktadır.

## 2. LİTERATÜR

Yenilenebilir enerji tüketimi ile ilgili geniş bir literatür bulunmaktadır. Literatürde, enerji tüketimi ile çeşitli ekonomik değişkenlerin incelendiği oldukça fazla çalışma bulunmaktadır. Bu çerçevede literatürde bulunan çalışmalar farklı gruplara ayrılabilir. Literatürdeki erken dönem arařtırmalar, enerji kullanımı ve ekonomik büyüme arasındaki etkileşimi analiz etmektedir. Yenilenebilir enerji tüketiminin önemi daha çok anlaşılmaya başlandıktan sonra literatürde, yenilenebilir enerji tüketimini ele alan çalışmaların oranı artmıştır. Ayrıca, enerji tüketimi yenilenebilir ve yenilenemez enerji tüketimi olarak iki gruba ayrılmıştır. İklim değişikliği, küresel ısınma, çevre kirliliği ve enerji güvenliği gibi konuların literatürde sıklıkla ele alınmasıyla, yalnızca yenilenebilir enerji tüketimine odaklanan çalışmalar yoğunlaşmıştır. Bu nedenle çalışmanın kapsamını birebir olarak ilgilendirmesi sebebiyle, yenilenebilir enerji kullanımı ile ekonomik büyüme arasındaki nedensel ilişkiyi inceleyen literatür taranmıştır. Ayrıca, çalışma Türkiye'ye yönelik olduğu için yalnızca Türkiye'de yenilenebilir enerji tüketimi ve ekonomik büyüme arasındaki ilişkiyi ele alan literatüre yer verilmiştir.

**Tablo 1.** Literatür özeti

Yazar(lar)	Dönem ve Veri Seti	Yöntem(ler)	Bulgular
Büyükyılmaz ve Mert (2015)	1960-2010	Tek ve Çok değişkenli rejim modelleri	Değişkenler doğrusal dışı ve çift yönlü nedensellik ilişkisi bulunmuştur.

Alper (2018)	1990-2017	Bayer-Hack eşbütünleşme, Toda Yamamoto nedensellik testleri	Eşbütünleşme var. Nedensellik yönü; Ekonomik Büyüme ⇒ Yenilenebilir Enerji Tüketimi
Çetin ve Sezer (2018)	1970-2014	SVAR, Johansen-Juselius, Phillips-Ouliaris eşbütünleşme testi	Değişkenler eşbütünleşik değil.
Dertli ve Yınaç (2018)	1990-2014	Johansen Eşbütünleşme testi	Eşbütünleşme var. Nedensellik yönü; Net enerji ithalatı ⇒ Yenilenebilir Enerji Tüketimi
Durğun ve Durğun (2018)	1980-2015	ARDL sınır testi, Toda-Yamamoto nedensellik testi	Değişkenler arasında eşbütünleşme ilişkisi mevcut. Yenilenebilir Enerji Tüketimi ⇒
Erdoğan vd. (2018)	1998-2015	Johansen eşbütünleşme Testi	Eşbütünleşme var. Nedensellik yönü; GYSH ⇒ Yenilenebilir Enerji Tüketimi
Apaydın vd. (2019)	1965-2017	NARDL	Asimetrik eşbütünleşme ilişkisi var.

Çınar ve Öz (2019)	1965-2015	Granger Nedensellik, VAR analizi	Nedensellik Yönü; Hidroelektrik ve termik enerji üretimi ⇒ Yenilenebilir Enerji Tüketimi
Turan (2019)	2005-2015	Regresyon Analizi	Yenilebilir enerji tüketimi büyümeyle pozitif yönde etkilemektedir.
Çetin ve Rahmani (2020)	1970-2016	ARDL Sınır Testi ve Toda-Yamamoto Nedensellik	Nedensellik Yönü; Yenilenebilir Enerji Tüketimi ⇔ Büyüme
Demirgil ve Birol (2020)	1980-2018	ARDL Sınır Testi	Eşbütünleşme var. Nedensellik yönü: Yenilenebilir Enerji Tüketimi ⇒ Büyüme
Ödemir ve Koç (2020)	1960-2017	ARDL Sınır Testi	Eşbütünleşme var
Öztürk ve Saygın (2020)	1978-2016	ARDL Sınır Testi	Eşbütünleşme var
Aydın ve Değirmenci (2021)	1980-2018	Bootstrap ARDL	Nedensellik yönü: Ekonomik Büyüme ⇒ Çevresel Kirlilik
Güzel ve Oluç (2021)	1970-2018	ARDL Sınır Testi	Eşbütünleşme var.

Karamıklı ve Şaşmaz (2021)	1995-2015	Toda-Yamamoto Nedensellik Testi	Nedensellik yönü; Yenilenebilir Enerji Tüketimi ⇒ Sağlık Harcamaları
Koyuncu ve Karabulut (2021)	1961-2015	Eşik Değerli Otoregresif (TAR) model	Yenilenebilir Enerji Tüketimi Ekonomik Büyümeyle ilk rejimde negatif ikinci rejim döneminde pozitif yönde etkilemekte.
Özel ve Ekiz (2021)	1998-2015	Johansen Eşbütünlük, Granger Nedensellik	Eşbütünlük var. Yenilenebilir Enerji Tüketimi ⇒ Büyüme
Çetin ve Kapkaç (2022)	1965-2018	Saklı Eşbütünlük, Irandoust testi	Eşbütünlük var.
Çetinbakış ve Kutlu (2022)	1988-2019	ARDL Sınır Testi	Eşbütünlük var.
Ecevit ve Çetin (2022)	1985-2018	Johansen-Juselius ve ARDL sınır testi	Eşbütünlük var.
Eygü (2022)	1990-2019	ARDL Sınır Testi, Toda-Yamamoto	Eşbütünlük var. Nedensellik yönü; Yenilenebilir Enerji Tüketimi ⇒ Ekonomik Büyüme
Demir (2023)	1990-2019	Toda-Yamamoto	Yenilenebilir Enerji Tüketimi, Sermaye,

			İřgücü ⇒ Ekonomik Büyüme
Kavaz ve Kaya (2023)	1982-2021	ARDL	Eřbütünleřme var.
Örnek ve Kabak (2023)	1990-2020	Johansen Eřbütünleřme, Granger nedensellik	Eřbütünleřme var. Nedensellik yönü; Ekonomik Büyüme, Dıř Borç ⇒ Yenilenebilir Enerji Tüketimi

### 3. VERİ SETİ VE EKONOMETRİK YÖNTEM

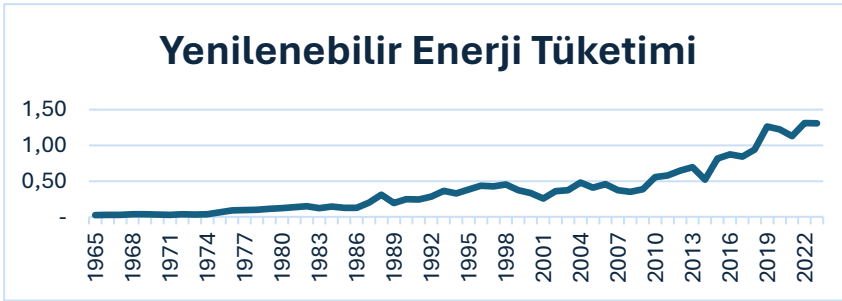
Çalıřmada kullanılan veri seti; Türkiye'nin yenilenebilir enerji tüketimi ile Reel Gayrisafi Yurtiçi Hasıla verileridir. Yenilenebilir enerji tüketimi verisine enerji enstitüsü (<https://www.energyinst.org/statistical-review>) veri tabanından eriřilmiřtir. Gayrisafi Yurtiçi Hasıla verisine ise dünya bankası veri tabanından eriřilmiřtir. Yenilenebilir enerji tüketimi verisi kısaltma olarak “Yen” olarak gösterilecek olup Gayrisafi Yurtiçi Hasıla verisi ise “GSYİH” kısaltmasıyla adlandırılacaktır. Veri setine ait tanımlayıcı istatistikler Tablo 1’de gösterilmiřtir. Gelir deęiřkeninin doęal logaritması alınarak analize dahil edilecektir. Bu nedenle doęal logaritması alınmıř gelir deęiřkeni LGSYİH olarak tabloda gösterilecektir.

**Tablo 1.** Türkiye'nin Yenilenebilir Enerji Tüketimine Ait Tanımlayıcı İstatistikler.

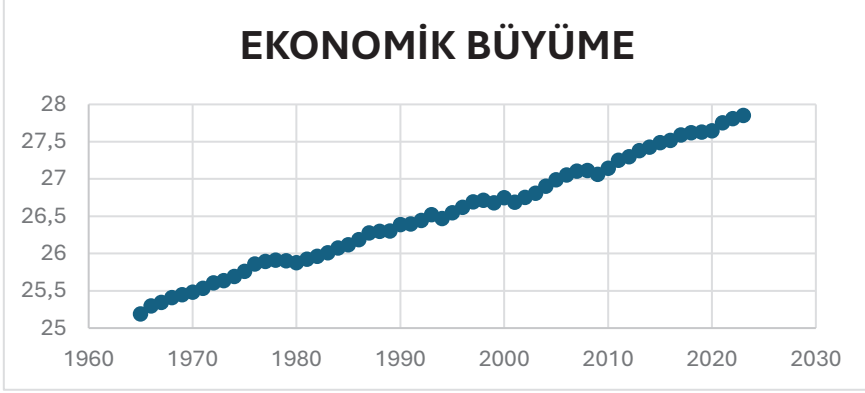
Deęiřken	Ortalama	Medyan	Maks.	Min.	St. Sapma	Çarpıklık	Basıklık	Normallik Olasılık
LGSYİH	26.527	26.519	27.85	25.9	0.747	0.059	1.918	0.233
Yen	0.380	0.330	1.310	0.0	0.353	1.265	3.829	0.001

Çalışmada kullanılan veri seti 1965-2023 dönemini kapsamakta olup ilgili yıllar arasında eksik gözlem bulunmamaktadır. Toplam gözlem sayısı ise 59'dur. Tablo 1'de raporlanan tanımlayıcı istatistiklere göre yenilenebilir enerji tüketimi normal dağılmamakta, logaritması alınmış Gayri Safi Milli Hasıla normal dağılmaktadır. Şekil 1 ve Şekil 2'de analizi yapılacak olan veri setinin zaman grafiği verilmiştir. Türkiye'nin yenilenebilir enerji kullanımı ile ekonomik büyümesi arasında yukarı doğrultulu güçlü bir eğilim olduğu gözlemlenmektedir. Ekonomik büyümeyi gösteren Gayri Safi Yurtiçi Hasıla verisi 2015 yılı fiyatları baz alınıp Reelleştirilmiştir. Veri seti milyar dolar olarak ifade edildiği için gözlem değerlerinde meydana gelen artış ve azalışların birim etkisini hafifletmek amacıyla doğal logaritması alınmıştır. Yenilenebilir enerji kullanımı ile ekonomik büyüme değişkenlerinin durağanlık mertebelerinin belirlenebilmesi için serilere birim kök testlerinin yapılması gereklidir. Değişkenlere ADF birim kök testi gerçekleştirilmiş olup değişkenlerin ilk mertebeden durağan I(1) olduğu bulunmuştur. Yer kazanmak maksadıyla birim kök analizlerinin sonuçları raporlanmamıştır.

**Şekil 1.** Türkiye'nin Yenilenebilir Enerji Tüketiminin Zaman Grafiği



**Şekil 2.** Türkiye'nin Logaritmik Reel Gayri Safi Yurtiçi Hasılasının Zaman Grafiği



### 3.1. Hepsağ (2021) Eşbütünleşme Testi

KSS (2006) eşbütünleşme testi incelendiği zaman eşbütünleşme denkleminin hata terim yapısı üssel yumuşak geçişli otoregresif (ESTAR) model yapısı sergilediği varsayılmaktadır. Bu durumda denge durumuna dönüşte pozitif veya negatif şoklar aynı etkiye sahip olacaktır. Hepsağ (2021) çalışmasında pozitif ve negatif şokların aynı etkiye sahip olmadığını farklı etkiye sahip olduğunu varsaymaktadır. İfade edilen farklı etkiler asimetri olarak tanımlanmaktadır. Denklem 1’de asimetrik etki tanımlanmaktadır.

$$\Delta y_t = G_t(\theta_1, u_{t-1}) \{ S_t(\theta_2, u_{t-1}) \gamma_1 + (1 - S_t(\theta_2, u_{t-1})) \gamma_2 \} u_{t-1} + \psi' \Delta x_t + \sum_{i=1}^p \omega_i' \Delta z_{t-i} + \epsilon_t \quad (1)$$

Bağımsız değişken olan x ifadesi ise Denklem 2’de gösterilmektedir.

$$\Delta x_t = \sum_{i=1}^p \Gamma_i' \Delta z_{t-i} + \eta_t \quad (2)$$

Hata terimi olarak ifade edilen epsilon ifadesi sıfır ortalamalı bağımsız özdeş dağılımı göstermektedir. Denklem 1’de ifade edilen  $G_t$  ile  $S_t$  gösterimleri 3 ve 4 numaralı denklemde gösterilmektedir.

$$G_t(\theta_1, u_{t-1}) = 1 - \exp(-\theta_1(u_{t-1}^2)) \quad \theta_1 \geq 0 \quad (3)$$

$$S_t(\theta_2, u_{t-1}) = [1 + \exp(-\theta_2 u_{t-1})]^{-1} \theta_2 \geq 0 \quad (4)$$



1 numaralı denklemde ifade edilen  $z_t$  değişkeni birinci farkı alındıktan sonra durağan hale gelmiştir. Hepsağ (2021) eşbütünleşme testinde Denklem 1 için eşbütünleşmenin olmadığını ifade eden temel hipotez ( $\theta_1 = 0$ ) sınanmaktadır. Alternatif hipotez ( $\theta_1 > 0$ ) ise simetrik veya asimetrik üssel yumuşak geçişli eşik değerli otoregresif (ESTAR) eşbütünleşmenin varlığını sınamaktadır. 1 numaralı denklemde asimetrik ESTAR hata düzeltme modelinde  $\theta_2$ ,  $\gamma_1$  ve  $\gamma_2$  parametreleri temel hipotez altında tanımlı olmamaktadır. Tahmin edilebilen bir test regresyonunun oluşturulabilmesi için Taylor açılımı kullanılarak 5 numaralı denklem tahmin edilmiştir.

$$\Delta y_t = \phi_1 \hat{u}_{t-1}^3 + \phi_2 \hat{u}_{t-1}^4 + \psi' \Delta x_t + \sum_{i=1}^p \omega_i' \Delta z_{t-i} + v_t \quad (5)$$

$\phi_1 = \phi_2 = 0$  parametrelerinin birlikte sınanması için kurulan F testi Denklem 7'deki gibi gösterilmektedir.

$$F_{ANEC} = \frac{(SSR_0 - SSR_1)/2}{SSR_0/(T - 3 - p)} \quad (6)$$

$F_{ANEC}$  test istatistiğinin birlikte sınanması için oluşturulan F istatistiği, 5 numaralı denklemdeki parametrelerin birlikte sifıra eşitliğini test etmektedir. Engle ve Granger (1987)'in doğrusal eşbütünleşme test istatistiğini dikkate alan bir başka F tipi test istatistiği ise Denklem 7 ve 8'de verilmiştir.

$$\Delta \hat{u}_t = \phi_1 \hat{u}_{t-1}^3 + \phi_2 \hat{u}_{t-1}^4 + \sum_{i=1}^p \lambda_i \Delta \hat{u}_{t-i} + \xi_t \quad (7)$$

$$F_{ANEG} = \frac{SSR_0 - SSR_1/2}{SSR_0/T - 3 - p} \quad (8)$$

Doğrusal eşbütünleşmeyi test eden  $F_{ANEG}$ ,  $\phi_1 = \phi_2 = 0$  parametrelerinin birlikte sınanması için kurulan F testi yardımıyla 8 numaralı denklemdeki gibi hesaplanmaktadır. Açıklanan testlere dair kritik değerler Hepsağ(2021) çalışmasında hesaplanıp tablo olarak verilmiştir.

### 3.2. Toda ve Yamamoto (1995) Nedensellik Testi

Analiz için Toda-Yamamoto nedensellik testinin kullanılması, bu testin Granger nedensellik testine göre boyut ve güç özellikleri açısından daha güçlü olması nedeniyle seçilmiştir (Zapata ve Rambaldi, 1997). Toda-Yamamoto (1995) testi Vektör Otoregresif Model yapısını kullanarak değişkenlerin düzey değerleriyle tahmin yapmaktadır. Toda-Yamamoto yöntemi eşbütünleşmeyi denklemini tahmin etmeyi zorunlu kılmamakta ve değişkenlerin tümleşme derecelerinin aynı olma şartını gerektirmemektedir. Toda-Yamamoto testi VAR modelinin optimal gecikme uzunluğu olan (k) değerini ve maksimum bütünleşme derecesi olan  $d_{max}$  değerini modelin gecikmesine eklemektedir. Modelin gecikme uzunluğunun bu şekilde belirlenmesiyle uygulanan Granger testi, modelin dağılımını değiştirmeyecektir (Wolde-Rufael, 2005). Toda-Yamamoto yaklaşımında temel olarak değişkenler arasında kurulan bir VAR modelini ele almaktadır. VAR modelinden elde edilen optimal gecikme uzunluğu olarak belirlenen “k” ile maksimum tümleşme derecesi olan  $d_{max}$  değerleri toplanmaktadır.  $k + d_{max}$  değeri bulunduktan sonra tahmin edilen Vektör Otoregresif (VAR) modeli, optimal gecikme uzunluğu olan “k” değeri ile analiz edilmektedir. Toda-Yamamoto nedensellik analizi oluşturulan VAR modeli, 9 ve 10 numaralı denklemlerde gösterilmiştir.

$$LGSYIH_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^k \alpha_{1i}LGSYIH_{t-i} + \sum_{j=k+1}^{dmax} \alpha_{2j}LGSYIH_{t-j} + \sum_{i=1}^k \delta_{1i}Yen_{t-i} + \sum_{j=k+1}^{dmax} \delta_{2j}Yen_{t-j} + \lambda_{1t} \quad (9)$$

$$Yen_t = \beta_0 + \sum_{i=1}^k \beta_{1i}Yen_{t-i} + \sum_{j=k+1}^{dmax} \beta_{2j}Yen_{t-j} + \sum_{i=1}^k \phi_{1i}LGSYIH_{t-i} + \sum_{j=k+1}^{dmax} \phi_{2j}LGSYIH_{t-j} + \lambda_{2t} \quad (10)$$

**Tablo 2.** Toda-Yamamoto Nedensellik Test Sonuçları

Denklem	Ki-Kare Test İstatistiği	Serbestlik Derecesi	Ki-Kare Kritik Değeri (%10)	Sonuç
9. Numaralı Denklem	6.7739	3	6.2514	Yen ⇒ LGSYIH
10. Numaralı Denklem	6.5062	3	6.2514	LGSYIH ⇒ Yen

Tablo 2 incelendiğinde %10 anlamlılık seviyesinde yenilenebilir enerji kullanımından ekonomik büyümeye doğru tek taraflı bir nedensellik tespit edilmiştir. Ayrıca ekonomik büyümeden yenilenebilir enerji

tüketimine doğru da tek taraflı bir nedensellik ilişkisi belirlenmiştir. Genel olarak Toda-Yamamoto nedensellik testi sonuçları incelendiğinde ise yenilenebilir enerji tüketimi ile ekonomik büyüme arasında çift yönlü bir nedensellik ilişkisi tespit edilmiştir.

**Tablo 3.** Hepsağ (2021) Eşbütünleşme Test Sonuçları

$F_{ANEG,t}$ test istatistiği	Optimal Gecikme	$F_{ANEG,t}$ kritik değeri(%10)	$F_{ANEC,t}$ test istatistiği	Optimal gecikme	$F_{ANEC,t}$ kritik değeri(%10)
3.5299	0	6.655	3.8008	0	6.303

Değişkenlerin arasındaki eşbütünleşmenin incelendiği Hepsağ (2021) eşbütünleşme testinin sonuçları ise Tablo 3’de verilmiştir. Hepsağ (2021) eşbütünleşme testi sonuçlarına göre %10 güven düzeyinde yenilenebilir enerji ile ekonomik büyüme arasında eşbütünleşme ilişkisi bulunamamıştır.

#### 4. SONUÇ VE DEĞERLENDİRME

Küresel ısınma, iklim değişikliği gibi konuların giderek daha çok tartışılmaya başlandığı günümüz konjonktüründe büyümenin katalizörü olan enerjinin yenilenebilir kaynaklardan elde edilmesi oldukça önemlidir. Özellikle net enerji ithalatçısı pozisyonunda olan ülkeler açısından enerji güvenliği de en önemli unsurların başında gelmektedir. Petrol ve doğal gaz ihraç eden ülkeler genellikle orta doğu coğrafyasında ve politik olarak hassas bölgelerde bulunmaktadır. Siyasi krizlerin askeri çatışmaların sıklıkla yaşandığı bölgelerden petrol, doğalgaz gibi yenilenemeyen enerji ithalatı yapan ülkeler için enerji güvenliğinin önemi daha da çok anlaşılmaktadır. Türkiye, bu bağlamda düşünüldüğünde enerji güvenliğinin en kritik olduğu ülkelerden biridir. Net enerji ithalatçısı olan Türkiye, doğal gaz ihtiyacını Rusya ve İran gibi politik olarak hassas ülkelere tedarik etmektedir. Türkiye, gelişmekte olan bir ülke olarak artan enerji talebine paralel, sürdürülebilir büyüme hedeflerine ulaşabilmek için enerji bağımlılığını azaltmak zorundadır. Yenilenebilir enerji tüketimi, enerji verimliliği ve enerji güvenliği bağlamında, ülkelerin sürdürülebilir kalkınma hedeflerine ulaşmalarında kilit rol oynamaktadır. Bu çerçevede, yenilenebilir enerji kaynaklarının artırılması, enerji verimliliğinin sağlanması ve enerji arz güvenliğinin güçlendirilmesi, enerji

politikalarının temel bileřenleri olarak öne çıkmaktadır. Ayrıca, yenilenebilir enerji tüketimi, çevresel etkilerin azaltılması ve fosil yakıtlara bağımlılığın azaltılması açısından da önem arz etmektedir. Özellikle Türkiye'ye komşu veya yakın konumda ülkelerde yaşanan endişe verici gelişmeler enerji güvenliği sorusunu bir kez daha gündeme getirmiştir.

Bu çalışmada Türkiye'nin yenilenebilir enerji kullanımı ile ekonomik büyümesi arasındaki ilişki incelenmiştir. Çalışmada kullanılan veri seti yıllık olarak 1965-2023 dönemini kapsamaktadır. Çalışmada değişkenler arasındaki ilişki, eşbütünleşme ve nedensellik analizleri ile incelenmiştir. Literatür incelendiği zaman Türkiye'nin yenilenebilir enerji tüketimi ile ekonomik büyümesi arasındaki ilişki genellikle doğrusal eşbütünleşme testleri ile incelendiği tespit edilmiştir. Asimetrik ve doğrusal olmayan eşbütünleşme testinin bu değişkenler arasındaki ilişkinin incelenmesi için kullanılması çalışmanın özgün değerini oluşturmaktadır.

Yenilenebilir enerji kullanımı ile ekonomik büyüme arasındaki ilişki Hepsağ(2021) doğrusal olmayan, asimetrik eşbütünleşme testi ve Toda-Yamamoto nedensellik analizleri yardımıyla incelenmiştir. Değişkenler arasında eşbütünleşme ilişkisinin araştırılabilmesi için değişkenlerin birinci dereceden bütünlük olması gerekmektedir. Eşbütünleşme ilişkisi, birinci dereceden I(1) durağan değişkenler üzerinde kurulan regresyon denkleminde elde edilen kalıntıların düzey seviyesinde durağan olmasını göstermektedir. Bu nedenle yenilenebilir enerji ve ekonomik büyüme değişkenlerinin durağanlık seviyeleri araştırılmış olup değişkenlerin birinci farkı alındıktan sonra durağanlaştığı bulunmuştur. Hepsağ (2021) eşbütünleşme testi bulgularına göre yenilenebilir enerji kullanımı ve ekonomik büyüme arasında uzun dönemli bir ilişki bulunamamıştır. Bir başka ifade ile Hepsağ(2021) eşbütünleşme testi sonucunda Türkiye'nin yenilenebilir enerji tüketimi ile ekonomik büyümesi arasında eşbütünleşme ilişkisi mevcut değildir. Toda-Yamamoto nedensellik testi sonuçları incelendiğinde ise yenilenebilir enerji kullanımı ile ekonomik büyüme arasında çift taraflı bir nedensellik bulunmuştur. Çalışma sonucunda elde edilen bulgular Büyükyılmaz ve Mert (2015), Çetin ve Rahmani (2020) çalışmalarından elde edilen sonuçlarla benzerlik göstermekte olup, Batmaz vd. (2019) ile Demir (2023) çalışmalarından elde edilen sonuçlardan farklılık göstermektedir. Araştırma bulgularına göre geri besleme hipotezini destekleyen sonuçlara ulaşılmıştır. Sonuç olarak politika yapımcıların ekonomik büyüme ve yenilenebilir enerji kullanımı arasında çift taraflı bir ilişkinin olduğunu dikkate alarak planlama yapmaları önerilmektedir.

**KAYNAKÇA**

- Alper, F. (2018). Yenilenebilir Enerji ve Ekonomik Büyüme Arasındaki İlişki: 1990-2017 Türkiye Örneği. *Cankiri Karatekin Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*, 8(2), 223-242. <https://doi.org/10.18074/ckuiibfd.466782>
- Apaydın, Ş., Güngör, A., & Taşdoğan, C. (2019). Türkiye’de yenilenebilir enerji tüketiminin ekonomik büyüme üzerindeki asimetrik etkileri. *Journal of Mehmet Akif Ersoy University Economics and Administrative Sciences Faculty*, 6(1), 117-134.
- Aydın, M., & Değirmenci, T. (2021). Ekonomik Büyüme, inovasyon, verimlilik ve yenilenebilir enerji tüketiminin çevre kirliliği üzerine etkisi: Türkiye için çevresel kuznets hipotezinin analizi. *Düzce İktisat Dergisi*, 2(2), 138-151.
- Batmaz, T., Bayraç, H. N., & Güllü, M. (2019). Türkiye’de yenilenebilir enerji kaynaklarının büyüme ve karbon emisyonu ilişkisi. *Avrasya Sosyal ve Ekonomi Araştırmaları Dergisi*, 6(3), 645-658.
- Büyükyılmaz, A., & Mert, M. (2015). Co2 emisyonu, yenilenebilir enerji tüketimi ve ekonomik büyüme arasındaki ilişkinin ms-var yaklaşımı ile modellenmesi: Türkiye örneği. *Zeitschrift für die Welt der Türken*, 7(3). <https://www.zfwt.org/admin/files/issues/719-3119-1-PB.pdf>
- Çetin, M., & Kapkaç, S. (2022). Türkiye ekonomisinde yenilenebilir/yenilenemeyen enerji tüketiminin ekonomik büyümeye etkisi: saklı eşbütünleşme yaklaşımı. *Balkan ve Yakınoğu Sosyal Bilimler Dergisi*, 8, 146-151.
- Çetin, M., & Rahmani, A. (2020). Türkiye ekonomisinde yapısal kırılmalar, yenilenebilir enerji ve ekonomik büyüme (1970-2016). *Journal of Mehmet Akif Ersoy University Economics and Administrative Sciences Faculty*, 7(3), 589-610.
- Çetin, M., & Sezen, S. (2018). Türkiye’de yenilenebilir ve yenilenemeyen enerji tüketimi, ekonomik büyüme ve karbondioksit salınımı arasındaki ilişki: bir svar (yapısal var) analizi. *Yönetim ve Ekonomi Araştırmaları Dergisi*, 16(1), 136-157. <https://doi.org/10.11611/yead.385401>
- Çetinbakış, M., & Kutlu, Ş. Ş. (2022). Türkiye’de yenilenebilir enerji tüketimi ve çevresel sürdürülebilirliğin ekonomik büyüme üzerine etkisi. *Journal of Empirical Economics and Social Sciences*, 4(1), 20-38.

- Çinar, M., & Ramazan, Ö. (2019). Enerji tüketimi ve ekonomik büyüme ilişkisine yenilenebilir enerji bağlamında bir öneri. *Journal of Academic Value Studies*, 3(13), 40-54.
- Demir, Y. (2023). Türkiye’de yenilenebilir enerji tüketimi ekonomik büyümeye katkı sağlar mı? *Doğuş Üniversitesi Dergisi*, 24(2), 271-281.
- Demirgil, B., & Birol, Y. E. (2020). Yenilenebilir enerji tüketimi ve ekonomik büyüme ilişkisi: Türkiye için bir Toda-Yamamoto nedensellik analizi. *Cumhuriyet Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Dergisi*, 21(1), 68-83.
- Dertli, G., & Yinaç, P. (2018). Yenilenebilir enerji tüketimi, karbondioksit emisyonu, enerji ithalatı ve ekonomik büyüme: Türkiye örneđi. *Kahramanmaraş Sütçü İmam Üniversitesi Sosyal Bilimler Dergisi*, 15(2), 583-606.
- Durğun, B., & Durğun, F. (2018). Yenilenebilir enerji tüketimi ile ekonomik büyüme arasında nedensellik ilişkisi: Türkiye örneđi. *International Review of Economics and Management*, 6(1), 1-27.
- EceviT, E., & ÇetiN, M. (2022). Ekonomik büyüme, yenilenebilir enerji tüketimi, finansal gelişme ve kentleşmenin sağlık harcamaları üzerindeki etkisi: türkiye ekonomisi üzerine bir zaman serisi kanıtı. *Sosyal Bilimler Metinleri*, 2022(2), 84-98. <https://doi.org/10.56337/sbm.1109342>
- Engle, R. F., & Granger, C. W. J. (1987). Co-Integration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing. *Econometrica*, 55(2), 251-276. <https://doi.org/10.2307/1913236>
- Erdoğan, S., Dücan, E., Şentürk, M., & Şentürk, A. (2018). Türkiye’de yenilenebilir enerji üretimi ve ekonomik büyüme ilişkisi üzerine ampirik bulgular. *Ömer Halisdemir Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*, 11(2), 233-246. <https://doi.org/10.25287/ohuiibf.382686>
- Eygü, H. (2022). Yenilenebilir enerji kaynaklarının kullanımı ve ekonomik büyüme ilişkisi: 1995–2020 Türkiye örneđi. *Gazi İktisat ve İşletme Dergisi*, 8(2), 387-397.
- Güzel, İ., & Oluç, İ. (2021). Yenilenebilir enerji tüketimi ve ticari açıklığın ekonomik büyüme üzerindeki etkisi: türkiye örneđi. *Bingöl Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*, 5(2), 343-369.
- Hepsag, A. (2021). Testing for cointegration in nonlinear asymmetric smooth transition error correction models. *Communications in*

- Statistics - Simulation and Computation*, 50(2), 400-412.  
<https://doi.org/10.1080/03610918.2018.1559927>
- Karamıklı, A., & Şaşmaz, M. Ü. (2021). Türkiye’de yenilenebilir enerji tüketiminin ekonomik büyüme ve sağlık harcamaları üzerindeki etkisi. *Pamukkale Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü Dergisi*, 46, 293-304.
- Kavaz, İ., & Kaya, B. (2023). Türkiye’de yenilenebilir enerji tüketimi, ekonomik büyüme ve co2 emisyonu arasındaki ilişkinin analizi: ardl sınır testi yaklaşımı. *İşletme Ekonomi ve Yönetim Araştırmaları Dergisi*, 6(2), 219-243.
- Khobai, H., & Le Roux, P. (2018). Does renewable energy consumption drive economic growth: Evidence from granger-causality technique. *International Journal of Energy Economics and Policy*, 8(2), 205-212.
- Koyuncu, T., & Karabulut, T. (2021). Türkiye’de sürdürülebilir kalkınma ve yeşil ekonomi açısından yenilenebilir enerji: ampirik bir çalışma. *Uluslararası Yönetim İktisat ve İşletme Dergisi*, 17(2), 466-482.
- Kraft, J., & Kraft, A. (1978). On the relationship between energy and GNP. *The Journal of Energy and Development*, 401-403.
- Ozdemir, B. K., & Koç, K. (2020). Türkiye’de karbon emisyonları, yenilenebilir enerji ve ekonomik büyüme. *Ege Stratejik Araştırmalar Dergisi*, 11(1), 66-86.
- Örnek, İ., & Kabak, S. (2023). Yenilenebilir enerji tüketimi ve ekonomik büyüme arasındaki ilişki: türkiye üzerine bir inceleme. *Artuklu Kaime Uluslararası İktisadi ve İdari Araştırmalar Dergisi*, 6(2), 87-108.
- Özel, S. Ö., & Ekiz, F. M. (2021). Yenilenebilir Enerji Tüketimi ve Karbondioksit Emisyonunun Ekonomik Büyüme Üzerine Etkileri: Türkiye Örneği. *Çankırı Karatekin Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*, 11(2), 625-647.
- Öztürk, S., & Saygın, S. (2020). Türkiye’de Yenilenebilir ve Yenilenemeyen Enerji Tüketiminin Ekonomik Büyüme Üzerindeki Etkisi. *Al Farabi Uluslararası Sosyal Bilimler Dergisi*, 5(1), 104-114.
- Saad, W., & Taleb, A. (2018). The causal relationship between renewable energy consumption and economic growth: Evidence from Europe. *Clean Technologies and Environmental Policy*, 20(1), 127-136. <https://doi.org/10.1007/s10098-017-1463-5>

- Sims, R. E. H. (2003). Bioenergy to mitigate for climate change and meet the needs of society, the economy and the environment. *Mitigation and Adaptation Strategies for Global Change*, 8(4), 349-370. <https://doi.org/10.1023/B:MITI.0000005614.51405.ce>
- Statistical inference in vector autoregressions with possibly integrated processes. (1995). *Journal of Econometrics*, 66(1-2), 225-250. [https://doi.org/10.1016/0304-4076\(94\)01616-8](https://doi.org/10.1016/0304-4076(94)01616-8)
- Turan, T. (2019). Yenilenebilir enerji ve ekonomik büyüme arasındaki ilişki türkiye örneđi 2005-2015 yılları arası. *USE Uluslararası Sosyoloji ve Ekonomi Dergisi*, 2, 1-8.
- Wolde-Rufael, Y. (2006). Electricity consumption and economic growth: A time series experience for 17 African countries. *Energy Policy*, 34(10), 1106-1114. <https://doi.org/10.1016/j.enpol.2004.10.008>
- Zapata, H. O., & Rambaldi, A. N. (1997). Monte Carlo Evidence on Cointegration and Causation. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 59(2), 285-298. <https://doi.org/10.1111/1468-0084.00065>





# Türkiye'de Enerji Tüketimi ve CO<sub>2</sub> Yoğunluğu İlişkisi: Eşbütünleşme ve Nedensellik Yaklaşımı

## *Energy Consumption and Carbon Intensity in Türkiye: Cointegration and Causality Approach*

Ahmet DEMİRALP<sup>1</sup>

### 1. GİRİŞ

Küresel ısınmanın vahim durumu göz önüne alındığında, karbon emisyonu yoğunluğunu etkileyen unsurların araştırılması ve karbon emisyonlarının azaltılması hedefine ulaşmak için karbon emisyonu yoğunluğu artışındaki ilerlemenin hassas bir şekilde izlenmesi kritik önem taşımaktadır (Ali vd., 2022).

Esas olarak karbondioksit (CO<sub>2</sub>) emisyonlarının neden olduğu küresel ısınma, sürdürülebilir ekonomik kalkınma için önemli bir tehdit haline gelmiştir (Liu vd., 2017; Mi vd., 2019). Paris İklim Anlaşması, küresel sıcaklık artışını sanayi öncesi seviyelere göre 2°C'nin altında tutmayı ve mümkünse 1,5°C ile sınırlamayı amaçlamaktadır. Bu hedeflere ulaşmak için ülkeler, kendi koşullarına göre emisyon azaltım ve iklim değişikliğine uyum çabalarını içeren Ulusal Katkı Beyanları sunmaktadır. Hükümetler arası İklim Değişikliği Panel (IPCC)'ye göre küresel ısınmanın 1,5°C ile sınırlandırılması için sera gazı emisyonlarının en geç 2025 yılından önce zirve yapması ve 2030 yılında 2019 yılına göre %45 oranında azaltılması, yüzyıl ortasında ise net sıfıra ulaşılması hedeflenmektedir (T.C. Çevre, Şehircilik ve İklim Değişikliği Bakanlığı, 2024). Bu hedefe ulaşmak için katılımcı ülkelerin emisyon azaltım çabalarını daha verimli bir şekilde güçlendirmeleri gerekmektedir. Gayri safi yurtiçi hasıla (GSYH) birimi başına karbon emisyonu olarak tanımlanan karbon yoğunluğu (KY), iklim değişikliğini ölçmek için kullanılan tipik bir göstergedir. Bu gösterge, ülkelerin ekonomik kalkınma ve karbon emisyonu azaltımını dengelemeleri için önemli bir ihtiyacı yansıtmaktadır ve bu nedenle birçok iklim hedefinde kilit bir göstergedir (Guan vd., 2014).

Enerji tüketimi, ekonomik kalkınmanın temel bir bileşeni, karbondioksit emisyonlarının ana kaynağı ve dolayısıyla küresel karbon yoğunluğunun şekillenmesinde önemli bir faktördür. Bu nedenle, enerji sistemi perspektifinden karbon yoğunluğunun değişiminin altında yatan

<sup>1</sup> Dr. Öğr. Üyesi, Harran Üniversitesi, İİBF, Ekonometri Bölümü, e-mail: ahmt.dmlrp@gmail.com, ORCID: 0000-0002-0981-7215.

nedenleri ortaya çıkarmak, ekonomik büyüme ve karbon emisyonları arasındaki dengeyi sağlamak için önemlidir (Liu vd., 2022). Bu nedenle, her ülkenin karbon yoğunluğu, enerji yapısının ayarlanması, enerji verimliliğinin artırılması ve enerjiyle ilgili ileri teknolojilerin kullanılması dahil olmak üzere enerjiyle ilgili çeşitli önlemler alınarak karbon emisyonlarının azaltılmasıyla iyileştirilebilir. Önceki çalışmalar, birincil enerji tüketiminin yapısını ayarlanmanın ve temiz ve yenilenebilir enerji oranını artırmanın karbon yoğunluğunu etkili bir şekilde azaltabileceğini ortaya koymuştur (Lu vd., 2017). Enerji verimliliğinin artırılması da enerji tüketimini ve karbon emisyonlarını azaltmanın etkili bir yoludur.

Türkiye iklim değişikliği ile mücadele kapsamında Paris İklim Anlaşması'na taraf olarak Ulusal Katkı Beyanını güncellemiş ve iklim değişikliğiyle mücadelede daha iddialı hedefler belirlemiştir. Bu kapsamda 2030 yılına kadar %41'lik emisyon azaltım hedefi ve 2053 yılı net sıfır emisyon hedefi, Türkiye'nin sürdürülebilir kalkınma ve yeşil dönüşüm yolunda kararlılığını yansıtmaya açısından önemlidir. Türkiye'nin karbondioksit yoğunluğu ile toplam enerji tüketimi arasındaki ilişkinin incelendiği bu çalışma, enerji politikalarının sürdürülebilirliği, ekonomik büyümenin çevreye etkisi ve uluslararası taahhütlere uyum açısından kritik bir gösterge olup enerji verimliliği, temiz enerji yatırımları ve karbon azaltım stratejilerinin etkinliğini değerlendirmek için büyük önem arz etmektedir. Bu çalışmada sürdürülebilir enerji politikaları için uzun dönem ilişki tespit edebilmesi ve küçük örneklemelere uygulanabilmesinden dolayı RALS eşbütünleşme testi kullanılmıştır. Çalışmanın geri kalanı şu şekilde oluşturulmuştur. İlk bölümde çalışmanın konusu olan değişkenler hakkında genel bilgiler verildikten sonra ikinci bölümde alanda yapılan çalışmalar özetlenmiştir. Üçüncü bölümde veri seti, ekonometrik yöntem ve ampirik bulgular verildikten sonra son bölümde yapılan çalışma özetlenmiştir.

## 2. LİTERATÜR

CO<sub>2</sub> emisyon yoğunluğu, bir birim GSYH üretmek için salınan CO<sub>2</sub> miktarını ifade etmesinin yanında çevre ekonomisi, yeşil ekonomi ve sürdürülebilir kalkınma literatürde sıklıkla ele alınmaktadır. CO<sub>2</sub> emisyonu ile ilgili yapılan çalışmaların yenilenebilir enerji tüketimi, ekonomik büyüme, fosil yakıtların kullanımı, ticaret açıklığı, doğrudan yabancı yatırımlar, teknoloji kullanımı ile ilgili değişkenler arasındaki ilişkiye odaklandığı görülmektedir. CO<sub>2</sub> emisyon yoğunluğu ile ilgili yapılan çalışmalar incelendiğinde ise literatürde daha çok CO<sub>2</sub> yoğunluk yakınsaması üzerine odaklandığı görülmektedir. CO<sub>2</sub> emisyon yoğunluğu ile ilişkilerin incelendiği çalışmaların ise özellikle CO<sub>2</sub> emisyonunun yüksek olduğu Çin özelinde yapıldığı görülmektedir. Bu çalışmada CO<sub>2</sub> emisyon yoğunluğu ile toplam enerji tüketimi arasındaki ilişki

incelenmesine rađmen literatür özeti verilirken sadece CO<sub>2</sub> emisyon yoğunluđu ile ilgili yapılan ampirik alıřmalara odaklanılmıřtır.

Zhao ve Ren (2013), 1980-2009 dneminde in'de CO<sub>2</sub> emisyon yoğunluđu, enerji tketim yapısı, enerji yoğunluđu ve sanayi yapısı arasındaki iliřkiyi ok deđiřkenli eř btnleřme, vektr hata dzeltme modeli ve Granger nedensellik testleri ile incelemiřlerdir. Nedensellik testine ait bulgulardan, CO<sub>2</sub> emisyon yoğunluđundan enerji tketim yapısına, CO<sub>2</sub> emisyon yoğunluđundan endstriyel yapıya tek ynl nedensellik iliřkisi ve CO<sub>2</sub> emisyon yoğunluđundan enerji yoğunluđuna dođru ise ift ynl bir nedensellik iliřkisine ulařılmıřtır.

Zhao vd. (2014), 1991-2010 dnemini kapsayan in'deki 30 eyaletten oluřan bir panelde enerji ile ilgili karbondioksit emisyon yoğunluđunun etkili faktrlerini yeni meknsal panel veri modelleri kullanarak arařtırmıřlardır. Analiz sonularından, emisyon yoğunluklarının il dzeyinde kiři bařına dřen GSYH ve nfus yoğunluđundan olumsuz etkilendiđi, emisyon yoğunluklarının enerji tketime ve ulařım sektrnn yapısından olumlu etkilendiđini ve enerji fiyatlarının emisyon yoğunlukları zerinde bir etkisi olmadıđına ulařılmıřtır.

Wang vd. (2016), 1995-2011 dnemleri arasında in'deki 30 eyalette karbon yoğunluđu, kiři bařı GSYH, kmr tketime, dođrudan yabancı yatırım, kentleřme dzeyi ve ikinci sanayi oranı arasındaki iliřkiyi eř btnleřme testleriyle incelemiřler ve deđiřkenler arasında eř btnleřme iliřkisine ait bulgulara ulařılmıřlardır.

Huang vd. (2018), yerli Ar-Ge, dođrudan yabancı yatırım (DYY) ve ticaret dahil olmak zere teknolojik faktrlerin in'deki karbon yoğunluđu zerindeki 2000-2014 yılları arasında in'in 30 il dzeyindeki blgesi iin dođrusal ve dođrusal olmayan panel regresyon analizlerini kullanarak arařtırmıřlardır. Dođrusal ampirik sonular, hem yerli Ar-Ge'nin hem de ithalatın teknoloji yayılımının in'in karbon yoğunluđunu azaltmada nemli bir rol oynadıđını gstermektedir. DYY ve ihracattan kaynaklanan teknoloji yayılımları da in'in karbon yoğunluđunun azaltılmasında faydalı olmaktadır. Dođrusal olmayan sonulardan ise, beřer sermaye, yerli Ar-Ge ve Ar-Ge personelinin tam zamanlı eřdeđeri gibi faktrleri etkileyen yerel teknoloji zmleme kapasitesinin karbon yoğunluđu seviyesinin belirlenmesinde ok nemli olduđunu gstermiřtir.

Cheng vd. (2018), fosil olmayan enerji, ekonomik byme, enerji tketime ve petrol fiyatı da dahil olmak zere 1990-2015 dnemleri iin Avrupa Birliđi'ndeki 28 lkede karbon yoğunluđunun bazı belirleyicilerini panel kantil regresyon yntemi kullanarak arařtırmıřlardır. Ampirik sonulardan, bu belirleyicilerin karbon yoğunluđu zerindeki etkilerinin farklı nicelikler arasında heterojen ve asimetric olduđuna ulařılmıřtır.

Özellikle fosil olmayan enerjinin karbon yoğunluğunu önemli ölçüde azaltabildiğine dair bulgulara ulaşılmıştır. Ekonomik büyüme, özellikle orta emisyonlu ve yüksek emisyonlu ülkeler için karbon yoğunluğu üzerinde olumsuz bir etkiye sahiptir. Ayrıca, ham petrol fiyatı ile karbon yoğunluğu arasında ters U şeklinde bir ilişki bulunmuştur.

Dong vd. (2018), Çin'de 30 il düzeyinde 1998-2012 dönemleri arasında arazi kentleşme göstergesini kullanarak karbon emisyon yoğunluğu ile kentleşme arasındaki ilişkiyi incelemişlerdir. Elde edilen sonuçlardan, karbon emisyon yoğunluğu ile arazi kentleşmesi (land urbanization-LU) arasında ters U bir ilişki olduğuna ve panel Granger nedensellik testinden ise karbon emisyon yoğunluğu ile LU ve nüfus kentleşmesi (population urbanization-PU) ve LU ile PU arasında çift yönlü nedensellik ilişkisine ulaşılmıştır.

Pan vd. (2019), 1995-2014 yılları arasındaki verileri kullanarak 34 OECD üyesi ülkesinde karbon emisyon yoğunluğunun en etkili faktörlerini keşfetmek için sembolik regresyon yöntemini kullanmışlardır. Sonuçlar, karbon emisyonu yoğunluğunu etkileyen faktörlerin ülkeden ülkeye değişmekle birlikte, GSYH, 17 ülkede karbon emisyon yoğunluğunun en sık ve önemli faktörü olarak bulunmuştur. Sanayileşme ve teknolojik yeniliklerin her biri her 4 ülkede de öne çıkan faktörler olarak öne çıkmaktadır. Kentleşme, toplam nüfus ve doğrudan yabancı yatırımların her biri ise 3 ayrı ülkede pro-aktif bir rol oynadığı gözlenmiştir.

Vasichenko vd. (2020), Rusya'da enerji tüketimi, CO<sub>2</sub> yoğunluğu, ekolojik ayak izi ve gayri safi sabit sermaye arasındaki ilişkiyi 1992-2016 dönemleri için NARDL ve asimetric nedensellik testleriyle incelemişlerdir. İncelenen değişkenler arasında asimetric eşbütünleşme ilişkisinin yanında enerji tüketiminden ekolojik ayak izine ve ekolojik ayak izinden sermayeye doğru anlamlı tek yönlü simetrik bir nedensellik, asimetric olarak ekolojik ayak izi sırasıyla enerji tüketimi ve sermayeye doğru nedensellik tespit edilmiştir. Son olarak ise, çevresel kalite ile CO<sub>2</sub> yoğunluğu arasında nötr bir etki bulunmuştur.

Zhang vd. (2020), 2006-2016 döneminde Çin'deki 281 vilayet düzeyindeki şehir üzerinde, karbon emisyon yoğunluğuna (CEI) katkıda bulunan baskın faktörleri panel regresyon, dinamik mekânsal panel ve geleneksel panel model yardımıyla belirlemişlerdir. CEI değerlerinin hem mekânsal otokorelasyonunun hem de heterojenliğinin şehirler arasında anlamlı ve pozitif olduğunu göstermektedir.

Tudor ve Sova (2021), 1995-2019 dönemi için 94 ülkeden oluşan bir panel ve beş gelire dayalı alt paneli, kişi başına GSYH, karbon yoğunluğu, araştırma ve geliştirme sonucu ortaya çıkan yenilenebilir enerji tüketimi için ilgili ekonomik ve çevresel faktörlerin heterojen etkilerini, sağlam Driscoll-Kraay standart hataları ile heterojen panel veri sabit etkili

tahmin teknikleri kullanarak arařtırmıřlardır. Sonular, CO<sub>2</sub> yoęunluęunun dnya dzeyinde yenilenebilir enerji tknetimi zerinde nemli bir azaltıcı etkiye sahip olduęunu ve bu iliřkinin dřuk gelirli ve ok yksek gelirli lkeler iin daha gl olduęunu gstermektedir.

Yin vd. (2021), in'deki karbon emisyon yoęunluęu ile enerji tknetim yapısı arasındaki nedensel iliřkiyi 1978-2017 dnemi iin korelasyon analizi, regresyon ve yol analizi kullanarak incelemiřlerdir. Korelasyon analizinden, enerji yapısı deęiřkenleri arasında aık bir eř doęrusallık olduęunu bulgusuna ulařılmıřtır. Regresyona ait sonulardan, kmr, petrol, doęal gaz ve teknolojinin karbon yoęunluęu iin gsterge olarak kullanılabileceęini ortaya koymuřtur. Yol analizine ait bulgulardan, kmrn emisyon yoęunluęu zerinde en byk doęrudan ve pozitif etkiye sahip olduęuna ulařılmıřtır. Ayrıca, doęal gazın emisyon yoęunluęu zerinde doęrudan pozitif ve kmrle negatif iliřkisi zerinden negatif dolaylı etkisi olduęunu gstermiřlerdir. Sonular, enerji yapısı uyumunun in'in ulusal karbon yoęunluęu zerinde olumsuz bir etkisi olduęunu gstermektedir.

Ali vd. (2022), 1990-2019 dnemine ait verileri kullanarak in'de yenilenebilir enerji ve yenilenemeyen enerji tknetimi, kentsel nfus, arařtırma ve geliřtirme harcamaları, teknolojik yenilik ve karbon emisyonu yoęunluęu arasındaki iliřkiyi dinamik ARDL simlasyon teknięi ile incelemiřlerdir. Analiz sonularından, deęiřkenler arasında uzun dnemli bir korelasyon olduęuna dair gl kanıtlar sunmasının yanında uzun vadede yenilenebilir enerji ve yenilenemeyen enerji tknetimi ile arařtırma ve geliřtirme harcamalarının karbon emisyon yoęunluęu zerinde pozitif bir etkiye sahip olduęuna ulařılmıřtır.

Kırıkkaleti vd. (2023), 1990-2019 yılları arasında Portekiz'de CO<sub>2</sub> emisyonları zerinde CO<sub>2</sub> yoęunluęunun, enerji tknetiminin, yenilenebilir enerjinin ve ekonomik bymenin asimetric ve uzun vadeli etkisini doęrusal olmayan ARDL yntemini kullanarak incelemiřlerdir. Deęiřkenler arasında doęrusal olmayan eřbtnleřme iliřkisinin yanında, uzun dnem tahminlerde ise enerji tknetimindeki pozitif bir deęiřimin CO<sub>2</sub> emisyonlarını olumlu ynde etkiledięini, enerji tknetimindeki negatif bir řokun ise CO<sub>2</sub> emisyonları zerinde ntr bir etkiye sahip olduęuna ulařılmıřtır.

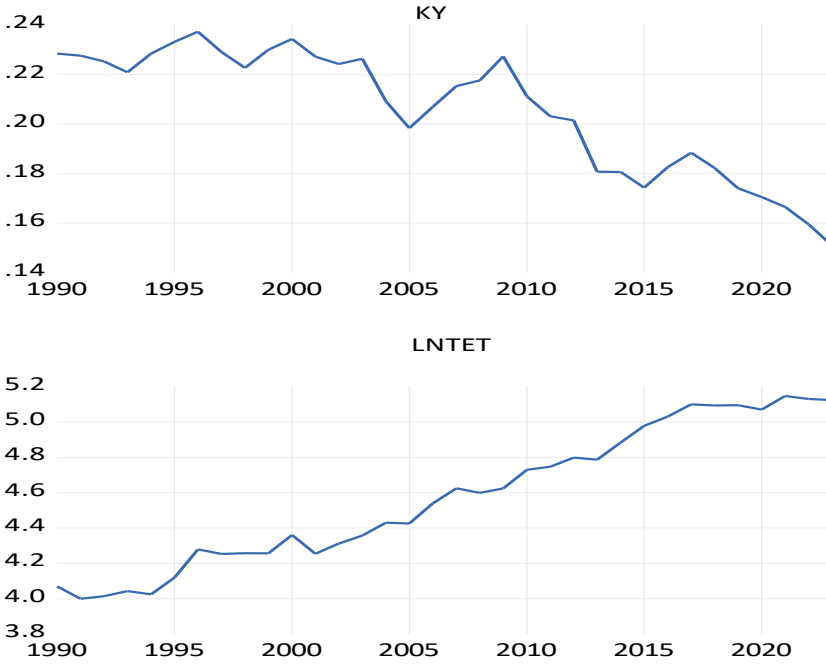
Liu vd. (2023), in'in 2002-2019 dnemi boyunca 30 eyaletinin yenilenebilir enerji tknetiminin CO<sub>2</sub> emisyon yoęunluęunu ve karbon emisyonlarını azaltmada faydalı olup olmadıęı meknsal Dubin modelini benimseyerek incelemiřlerdir. Ayrıca yenilenebilir enerji tknetimi ile karbon yoęunluęu arasındaki baęlantıda teknolojik yenilik, endstriyel yapının iyileřtirilmesi ve optimizasyonu ile enerji verimlilięinin aracılık roln de incelemiřlerdir. Sonular, yenilenebilir enerji tknetiminin

karbon yoğunluğunu ve kişi başına düşen karbon emisyonlarını önemli ölçüde azalttığını ve yenilenebilir enerji tüketiminin karbon emisyon yoğunluğunu azaltmadaki aracılık etkisi, teknolojik inovasyonu ve endüstriyel yapının iyileştirilmesini teşvik etmenin yanı sıra enerji verimliliğini arttırdığını göstermiştir.

### 3. VERİ, YÖNTEM VE AMPİRİK BULGULAR

#### 3.1. Veri

Bu çalışmada Türkiye’de toplam enerji tüketiminin (TET) karbondioksit yoğunluğu (KY) üzerindeki etkisi 1990-2023 dönemleri için incelenmektedir. Toplam enerji tüketimi verisi milyon ton petrol eşdeğer cinsinden, CO<sub>2</sub> yoğunluğu verisi ise yakıt yanmasından kaynaklanan CO<sub>2</sub> emisyonlarının satın alma gücü paritesine göre sabit ABD \$ cinsinden ölçülen Gayri Safi Yurtiçi Hasılaya (GSYH) oranı olup Enerdata veri tabanından alınmıştır. Değişkenlerden sadece toplam enerji tüketiminin doğal logaritması alınarak analizlere dahil edilmiştir.



Şekil 1. Değişkenlerin zamana bağlı grafiği

Şekil 1 incelendiğinde CO<sub>2</sub> yoğunluğunun 1990-2000 yılları arasında dalgalanmalar görülse de sabit bir seyir izlediği, 2000-2010 yılları arasında özellikle 2005 yılında keskin bir düşüş yaşandığı ama 2010'lu yıllarda tekrardan artış eğiliminde olduğu, 2010 yılından sonra ise ciddi bir düşüş

eğilimi görülmektedir. Keza toplam enerji tüketiminin ise logaritmik olarak sürekli arttığı görülmektedir.

### 3.2. RALS Eşbütünleşme Testi

Lee vd. (2015) geleneksel eşbütünleşme testlerine kalıntılarla genişletilmiş en küçük kareler (RALS) yöntemini ekleyerek RALS eşbütünleşme testleri önermişlerdir. Test regresyonlarına ait kalıntı serisi normal dağılıma uygunluk göstermiyorsa kalıntı serisinin yüksek dereceli momentleri normal dağılmama bilgisini kullanmaktadır (Hepsağ, 2022).

Lee vd. (2015), RALS-ADL ve RALS-EG2 eşbütünleşme testlerini aşağıdaki gibi tanımlamıştır.

$$\Delta y_t = d_t + \delta_1 y_{t-1} + y' \Delta x_t + \phi' \Delta x_t + e_t \quad (1)$$

$$\Delta \hat{u}_t = d_t + \delta_1 \hat{u}_{t-1} + \phi' \Delta x_t + e_t \quad (2)$$

(1) ve (2) nolu denklemlerde yer alan  $d_t$  terimi, modeldeki sabit veya sabit terimi ve trendi ifade bileşendir.  $\hat{u}_t$  ise,  $y_t - \hat{\beta}_0 - \hat{\beta}_1 x_t$  uzun dönem denkleminde tahmin edilen kalıntıları göstermektedir. Lee vd. (2015),  $e_t$  terimlerinin normal dağılım göstermemesi durumunda geliştirdikleri RALS eşbütünleşme testleri, hata terimlerinin ikinci ve üçüncü momentlerini dikkate alan değişkenleri aşağıdaki gibi ifade etmişlerdir.

$$\hat{w}_t = [\hat{e}_t^2 - m_2, \hat{e}_t^3 - m_3 - 3m_2 \hat{e}_t]' \quad (3)$$

$$m_j = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T \hat{e}_t^j, j = 2, 3 \quad (4)$$

Burada  $\hat{e}_t$ , (1) ve (2) test regresyonlarından elde edilen kalıntı serilerini,  $m_j$ 'ler ikinci ve üçüncü momentleri, T ise gözlem sayısını göstermektedir. RALS-ADL ve RALS-EG2 test regresyonları aşağıdaki gibi elde edilmiştir.

$$\Delta y_t = d_t + \delta_1 y_{t-1} + y' x_{t-1} + \phi' \Delta x_t + \theta_2 \hat{w}_{2t} + \theta_3 \hat{w}_{3t} + v_t \quad (5)$$

$$\Delta \hat{u}_t = d_t + \delta_1 \hat{u}_{t-1} + \phi' \Delta x_t + \theta_2 \hat{w}_{2t} + \theta_3 \hat{w}_{3t} + v_t \quad (6)$$

(5) ve (6) nolu denklemlerde verilen test regresyonlarının sıradan en küçük kareler ile tahmin edildikten sonra eşbütünleşmenin varlığının sınanmasında kullanılan test istatistikleri aşağıdaki gibi hesaplanmaktadır.

$$\tau_{RALS-ADL} = \rho \tau_{ADL} + \sqrt{1 - \rho^2} Z \quad (7)$$

$$\tau_{RALS-EG2} = \rho \tau_{EG2} + \sqrt{1 - \rho^2} Z \quad (8)$$



$\rho$ ,  $v_t$  ve  $e_t$  arasında uzun dönem korelasyon katsayısını,  $Z$  ise standart normal dağılımı temsil etmektedir (Salihoğlu ve Hepsağ, 2021).

### 3.3. Toda-Yamamoto Nedensellik Testi

Toda ve Yamamoto (1995) nedensellik yöntemi bütünlük ve eş-bütünlük değişkenler için geçerli olduğundan öncelikle serilerin maksimum bütünlük mertebesinde ( $d_{max}$ ) belirlenmesi gerekmektedir. Daha sonra, vektör otoregresyon (VAR) modelinin  $k$  optimal gecikmesi LR, FPE, AIC, SC, HQ kriterlerinden alınan gecikme uzunluğuna göre belirlenir ve görünüşte ilişkisiz regresyon ile VAR modelinin ( $k + d_{max}$ ). sırasını tahmin edilir. Son olarak, hipotez,  $m$  serbestlik dereceli asimptotik Ki-kare dağılımına sahip standart bir Wald istatistiği testi kullanılarak test edilir. Analizde kullanılacak değişkenlere ait VAR modelleri ise aşağıdaki gibidir.

$$KY_t = \mu_0 + \sum_{i=1}^k \alpha_{1t} KY_{t-i} + \sum_{i=k+1}^{d_{max}} \alpha_{2t} KY_{t-i} + \sum_{i=1}^k \gamma_{1t} LNTET_{t-i} + \sum_{i=k+1}^{d_{max}} \gamma_{2t} LNTET_{t-i} + e_{1t} \quad (9)$$

$$LNTET_t = \eta_0 + \sum_{i=1}^k \beta_{1t} LNTET_{t-i} + \sum_{i=k+1}^{d_{max}} \beta_{2t} LNTET_{t-i} + \sum_{i=1}^k \delta_{1t} KY_{t-i} + \sum_{i=k+1}^{d_{max}} \delta_{2t} KY_{t-i} + \varepsilon_{2t} \quad (10)$$

### 3.4. Bulgular

Bulgular kısmında ilk olarak değişkenlere ait tanımlayıcı istatistikler tablosu verilmiş ardından değişkenlerin durağanlıklarının düzeylerini belirlemek için birim kök testine ait sonuçlar verilmiştir. Son olarak eşbütünlük test sonuçları ile nedensellik testine ait sonuçlar sunulmuştur.

**Tablo 1.** Tanımlayıcı istatistikler

Değişkenler	Gözlem sayısı	Ortalama	Medyan	Std. Sapma	Çarpıklık	Basıklık	JB olasılık
KY	34	0.2058	0.2133	0.0251	-0.5961	2.0349	0.1889
LNTET	34	4.5750	4.5693	0.3897	0.0914	1.6324	0.2597

Tablo 1’de değişkenlere ait gözlem sayısı, ortalama, medyan, standart sapma, çarpıklık, basıklık ve JB olasılık değerleri verilmiştir.

**Tablo 2.** ADF testine ait sonuçlar

Değişkenler	Düzy		Birinci fark		Sonuç
	Sabitli	Sabitli+trendli	Sabitli	Sabitli+trendli	
KY	0.2688(0.9729)	- 2.0398(0.5588)	- 4.9167(0.0004)	- 5.0749(0.0014)	I(1)
LNTET	- 0.2434(0.9229)	- 3.3705(0.0729)	- 6.7203(0.0000)	- 6.5742(0.0000)	I(1)

Tablo 2 incelendiğinde her iki değişkenin de birinci farkları alındıktan sonra durağan oldukları yani I(1) oldukları belirlenmiştir. Değişkenlerin I(1) oldukları belirlendikten sonra eşbütünleşme testinin ön koşulu sağlanmış olup sonuçlar Tablo 3’te verilmiştir.

**Tablo 3.** RALS-ADL ve RALS-EG2 Eş bütünleşme Test Sonuçları

Yöntem	Test istatistiği	$p^2$
RALS-ADL	-2.00287	0.98427
RALS-EG2	-2.10245	0.99626

Not: RALS-ADL ve RALS-EG2 testlerine ait %1, %5 ve %10 anlamlılık düzeyine göre kritik değerler sırasıyla -4.320, -3.743, -3.424; -4.421, -3.847, -3.536’dır.

Tablo 3’teki sonuçlar incelendiğinde her iki test için hesaplanan test istatistik değerleri mutlak değerce kritik değerlerden küçük olduğu için eşbütünleşmenin olmadığını ifade eden sıfır hipotezi reddedilememektedir. Buna göre KY ve LNTET değişkenleri arasında uzun dönemli bir ilişkinin olmadığı sonucuna ulaşılmıştır. Son olarak değişkenler arasında nedensellik ilişkisine ait sonuçlar Tablo 4’te sunulmuştur.

**Tablo 4.** Toda-Yamamoto Nedensellik Test Sonucu

Nedenselliğin yönü	Ki-kare	p-değeri
$LNTET \rightarrow KY$	8.8507	0.0029
$KY \rightarrow LNTET$	2.7070	0.0999

Tablodaki sonuçlar incelendiğinde %5 anlamlılık seviyesinde toplam enerji tüketiminden karbondioksit yoğunluğuna doğru tek yönlü nedensellik bulunurken aksine karbondioksit yoğunluğundan toplam enerji tüketimine nedensellik ilişkisi tespit edilememiştir.

#### 4. Sonuç

Bu çalışmada Türkiye’de toplam enerji tüketimi ile CO<sub>2</sub> yoğunluğu arasındaki ilişki 1990-2023 dönemleri için RALS eşbütünleşme ve Toda-Yamamoto nedensellik testleriyle incelenmiştir. Analize başlamadan önce ilk olarak eşbütünleşme testinin ön koşulu olan

değişkenlerin  $I(1)$  olup olmadıklarını belirlemek için ADF birim kök testi yapılmıştır. Hem sabitli hem de sabitli ve trendli terim için elde edilen bulgulardan her iki değişkenin de birinci farkları alındıktan sonra durağan oldukları yani  $I(1)$  olduklarına ulaşılmıştır.

RALS-ADL ve RALS-EG2 eşbütünleşme testlerine ait sonuçlar incelendiğinde ise değişkenler arasında uzun dönem ilişkisi tespit edilememiştir. Yani  $CO_2$  yoğunluğu ile toplam enerji tüketiminin uzun dönemde bir denge içinde olmadıkları yani birbirlerinden bağımsız olarak hareket ettikleri sonucuna ulaşılmıştır. Toda-Yamamoto nedensellik testinin sonuçlarından ise toplam enerji tüketimindeki değişimlerin  $CO_2$  yoğunluğunu etkilediği ancak tam tersi bir ilişkinin olmadığı ortaya çıkmıştır. Ortaya çıkan bu sonuç Türkiye'nin fosil yakıtlara dayalı enerji kaynaklarını yoğun bir şekilde kullandığı sonucu ortaya çıkmıştır. Bu sebeple Türkiye için enerji politikalarında temel hedef karbon yoğunluğunu azaltmaya yönelik politikaları geliştirmek olmalıdır. Bunun için yenilenebilir enerji kaynakların kullandığı paylarını arttırmak, enerji tüketiminde verimliliği arttıracak teknolojik dönüşümleri gerçekleştirmek, karbon vergisi gibi uygulamalarla fosil yakıt kullanımını caydırıcı hale getirmelidir. Bu çalışmada karbon yoğunluğunu etkileyen tek faktör olarak toplam enerji tüketiminin alınması çalışmanın sınırlılığını ortaya koymaktadır. Bu değişkenlere ek olarak ekonomik büyüme, doğrudan yabancı yatırım, ekonomik politika belirsizlik endeksi, AR-GE harcamaları gibi değişkenler eklenerek çalışma daha kapsamlı bir hale getirilebilir.

## KAYNAKÇA

- Ali, U., Guo, Q., Kartal, M. T., Nurgazina, Z., Khan, Z. A., & Sharif, A. (2022). The impact of renewable and non-renewable energy consumption on carbon emission intensity in China: Fresh evidence from novel dynamic ARDL simulations. *Journal of Environmental Management*, 320, 115782.
- Cheng, C., Ren, X., Wang, Z., & Shi, Y. (2018). The impacts of non-fossil energy, economic growth, energy consumption, and oil price on carbon intensity: Evidence from a panel quantile regression analysis of EU 28. *Sustainability*, 10(11), 4067.
- Dong, F., Bian, Z., Yu, B., Wang, Y., Zhang, S., Li, J., ... & Long, R. (2018). Can land urbanization help to achieve CO2 intensity reduction target or hinder it? Evidence from China. *Resources, Conservation and Recycling*, 134, 206-215.
- Guan, D., Klasen, S., Hubacek, K., Feng, K., Liu, Z., He, K., ... & Zhang, Q. (2014). Determinants of stagnating carbon intensity in China. *Nature Climate Change*, 4(11), 1017-1023.
- Hepsağ, A. (2022). Ekonometrik zaman serileri analizlerinde güncel yöntemler (WinRats Uygulamalı).
- Huang, J., Liu, Q., Cai, X., Hao, Y., & Lei, H. (2018). The effect of technological factors on China's carbon intensity: new evidence from a panel threshold model. *Energy Policy*, 115, 32-42.
- Kirik kaleli, D., Awosusi, A. A., Adebayo, T. S., & Otrakçı, C. (2023). Enhancing environmental quality in Portugal: can CO2 intensity of GDP and renewable energy consumption be the solution? *Environmental Science and Pollution Research*, 30(18), 53796-53806.
- Lee, H., Lee, J., & Im, K. (2015). More powerful cointegration tests with non-normal errors. *Studies in Nonlinear Dynamics & Econometrics*, 19(4), 397-413.
- Liu, X., Zhou, D., Zhou, P., & Wang, Q. (2017). What drives CO2 emissions from China's civil aviation? An exploration using a new generalized PDA method. *Transportation Research Part A: Policy and Practice*, 99, 30-45.
- Liu, X., Hang, Y., Wang, Q., Chiu, C. R., & Zhou, D. (2022). The role of energy consumption in global carbon intensity change: A meta-frontier-based production-theoretical decomposition analysis. *Energy Economics*, 109, 105968.
- Liu, X., Niu, Q., Dong, S., & Zhong, S. (2023). How does renewable energy consumption affect carbon emission intensity? Temporal-spatial impact analysis in China. *Energy*, 284, 128690.

Lu, S., Wang, J., Shang, Y., Bao, H., & Chen, H. (2017). Potential assessment of optimizing energy structure in the city of carbon intensity target. *Applied Energy*, 194, 765-773.

Mi, Z., Zheng, J., Meng, J., Zheng, H., Li, X., Coffman, D. M., ... & Guan, D. (2019). Carbon emissions of cities from a consumption-based perspective. *Applied Energy*, 235, 509-518.

Pan, X., Uddin, M. K., Ai, B., Pan, X., & Saima, U. (2019). Influential factors of carbon emissions intensity in OECD countries: evidence from symbolic regression. *Journal of Cleaner Production*, 220, 1194-1201.

Salihoğlu, E., & Hepsağ, A. (2021). Banka Faiz Oranı Geçişkenliği: RALS Eşbütünleşme Yöntemiyle Normal Dağılmamayı Dikkate Alan Bir Yaklaşım. *Bankacılar Dergisi*, 32(117), 40-57.

T.C. Çevre, Şehircilik ve İklim Değişikliği Bakanlığı. (2024, Aralık 10). İklim Değişikliği Azaltım Stratejisi ve Eylem Planı (2024-2030). [https://iklim.gov.tr/db/turkce/icerikler/files/%C4%B0klim%20De%C4%9Fi%C5%9Fikli%C4%9Fi%20Azalt%C4%B1m%20Stratejisi%20ve%20Eylem%20Plan%C4%B1%20\(2024-2030\).pdf](https://iklim.gov.tr/db/turkce/icerikler/files/%C4%B0klim%20De%C4%9Fi%C5%9Fikli%C4%9Fi%20Azalt%C4%B1m%20Stratejisi%20ve%20Eylem%20Plan%C4%B1%20(2024-2030).pdf)

Toda, H. Y., & Yamamoto, T. (1995). Statistical inference in vector autoregressions with possibly integrated processes. *Journal of Econometrics*, 66(1-2), 225-250.

Tudor, C., & Sova, R. (2021). On the impact of gdp per capita, carbon intensity and innovation for renewable energy consumption: worldwide evidence. *Energies*, 14(19), 6254.

Vasichenko, K., Khan, I., & Wang, Z. (2020). Symmetric and asymmetric effect of energy consumption and CO<sub>2</sub> intensity on environmental quality: using nonlinear and asymmetric approach. *Environmental Science and Pollution Research*, 27, 32809-32819.

Wang, Z., Zhang, B., & Liu, T. (2016). Empirical analysis on the factors influencing national and regional carbon intensity in China. *Renewable and Sustainable Energy Reviews*, 55, 34-42.

Yin, J., Ding, Q., & Fan, X. (2021). Direct and indirect contributions of energy consumption structure to carbon emission intensity. *International Journal of Energy Sector Management*, 15(3), 665-677.

Zhang, F., Deng, X., Phillips, F., Fang, C., & Wang, C. (2020). Impacts of industrial structure and technical progress on carbon emission intensity: Evidence from 281 cities in China. *Technological Forecasting and Social Change*, 154, 119949.

Zhao, T., Ren, Xs. (2013). The Empirical Research of the Causality Relationship Between CO<sub>2</sub> Emissions Intensity, Energy Consumption

Structure, Energy Intensity and Industrial Structure in China. In: Qi, E., Shen, J., Dou, R. (eds) The 19th International Conference on Industrial Engineering and Engineering Management. Springer, Berlin, Heidelberg. [https://doi.org/10.1007/978-3-642-38391-5\\_62](https://doi.org/10.1007/978-3-642-38391-5_62)

Zhao, X., Burnett, J. W., & Fletcher, J. J. (2014). Spatial analysis of China province-level CO<sub>2</sub> emission intensity. *Renewable and Sustainable Energy Reviews*, 33, 1-10.

# EKONOMETRİ

**yaz**  
yayınları

YAZ Yayınları

M.İhtisas OSB Mah. 4A Cad. No:3/3

İscehisar / AFYONKARAHİSAR

Tel : (0 531) 880 92 99

[yazyayinlari@gmail.com](mailto:yazyayinlari@gmail.com) • [www.yazyayinlari.com](http://www.yazyayinlari.com)