

Geleneksel ve Güncel Ekonometrik Yaklaşımlar ile Teorik ve Ampirik Analizler

Editörler:

Doç. Dr. Gökhan KONAT • Dr. Öğr. Üyesi Ahmet KONCAK



Geleneksel ve Güncel Ekonometrik Yaklaşımlar ile Teorik ve Ampirik Analizler

Editörler:

Doç. Dr. Gökhan KONAT

Dr. Öğr. Üyesi Ahmet KONCAK



Published by

Özgür Yayın-Dağıtım Co. Ltd.

Certificate Number: 45503

📍 15 Temmuz Mah. 148136. Sk. No: 9 Şhitkamil/Gaziantep

☎ +90.850 260 09 97

📞 +90.532 289 82 15

🌐 www.ozgurayinlari.com

✉ info@ozgurayinlari.com

Geleneksel ve Güncel Ekonometrik Yaklaşımlar ile Teorik ve Ampirik Analizler

Editörler: Doç. Dr. Gökhan KONAT • Dr. Öğr. Üyesi Ahmet KONCAK

Language: Turkish

Publication Date: 2025

Cover design by Mehmet Çakır

Cover design and image licensed under CC BY-NC 4.0

Print and digital versions typeset by Çizgi Medya Co. Ltd.

ISBN (PDF): 978-625-5757-00-5

DOI: <https://doi.org/10.58830/ozgur.pub866>



This work is licensed under the Creative Commons Attribution-NonCommercial 4.0 International (CC BY-NC 4.0). To view a copy of this license, visit <https://creativecommons.org/licenses/by-nc/4.0/>. This license allows for copying any part of the work for personal use, not commercial use, providing author attribution is clearly stated.

Suggested citation:

Konat, G. (ed), Koncak, A. (ed) (2025). *Geleneksel ve Güncel Ekonometrik Yaklaşımlar ile Teorik ve Ampirik Analizler*. Özgür Publications. DOI: <https://doi.org/10.58830/ozgur.pub866>. License: CC-BY-NC 4.0

The full text of this book has been peer-reviewed to ensure high academic standards. For full review policies, see <https://www.ozgurayinlari.com/>



Ön Söz

Bilimsel arařtırmaların özünde, teorik çerçevelerin gerçek dünya verileriyle sınanması ve bu süreçte elde edilen bulguların ekonomi bilimine anlamlı katkılar sunması yer almaktadır. Ekonomik ilişkilerin karmařık yapısı göz önüne alındığında, soyut teorilerin ampirik olarak test edilmesi ve politika yapıcılar açısından yol gösterici sonuçların üretilmesi büyük önem taşımaktadır. İşte tam bu noktada ekonometri, ekonomi biliminin analitik gücünü istatistiksel ve matematiksel yöntemlerle bütünleştirerek, teorik modellerin somut verilere uygulanmasını mümkün kılan vazgeçilmez bir bilim dalı olarak karşımıza çıkmaktadır.

Günümüzde hızla gelişen veri teknolojileri, artan hesaplama gücü ve yeni istatistiksel yaklaşımlar sayesinde ekonometri, yalnızca ekonomik olayları analiz etme aracı olmanın ötesine geçmiştir; aynı zamanda veri bilimi, yapay zekâ ve makine öğrenmesi gibi disiplinlerle etkileşim içinde, ekonomi arařtırmalarında daha geniş bir uygulama alanı kazanmıştır. Bu gelişmeler, geleneksel ekonometrik yöntemlerin yeniden değerlendirilmesini ve güncel yaklaşımlarla bir arada düşünülmesini gerekli kılmaktadır.

Bu doğrultuda, editörlüğünü üstlendiğimiz “Geleneksel ve Güncel Ekonometrik Yaklaşımlar ile Teorik ve Ampirik Analizler” başlıklı eser, ekonometri alanında hem klasik hem de modern metodolojileri kapsayan bütüncül bir kaynak oluşturma amacıyla hazırlanmıştır. Kitap, ekonometrik modellemenin tarihsel gelişiminden başlayarak, en temel kavramlardan ileri düzey analiz tekniklerine kadar geniş bir yelpazede teorik ve ampirik katkılar sunmaktadır.

Eserde yer alan bölümler, basit ve çoklu regresyon analizlerinden, zaman serisi ve panel veri modellerine, durağanlık, eşbütünleşme ve nedensellik testlerinden, yapısal kırılma analizleri ve dinamik panel modellerine kadar geniş bir metodolojik yelpazeyi kapsamaktadır. Ayrıca, son yıllarda hızla önem kazanan, doğrusal olmayan ilişki yapıları, Bayesyen yaklaşımlar ve tahmin performansı ölçütleri gibi çağdaş konulara da özel bölümler ayrılmıştır.

Kitabın bir diğer önemli özelliği ise teorik anlatımla sınırlı kalmaması; R, Python, GAUSS, EViews ve Stata gibi yazılımlar kullanılarak gerçekleştirilen uygulamalı analizlerle, yöntemlerin gerçek veri setleri üzerindeki

uygulanabilirliğini somut biçimde göstermesidir. Bu sayede, okur yalnızca teorik temelleri öğrenmekle kalmayacak, aynı zamanda istatistiksel çıktıların pratikte nasıl yorumlanabileceğini de deneyimleyecektir.

Eserin temel hedefi, hem ekonometriye yeni adım atan lisansüstü öğrenciler hem de ileri düzey araştırmalarını güncel metodolojilerle zenginleştirmek isteyen akademisyenler için rehber niteliğinde bir başvuru kaynağı sunmaktır. Bu kapsamda kitap, teorik model kurma, veri analizi, model seçimi ve sonuçların yorumlanması aşamalarında araştırmacılara yol göstermeyi amaçlamaktadır.

Ayrıca, kitabın bölümlerinde yer alan özgün ampirik çalışmalar, yalnızca metodolojik açıdan değil; makroekonomi, finans, uluslararası ticaret, kalkınma ekonomisi ve çevre ekonomisi gibi farklı alanlardaki uygulamalarıyla da zengin bir perspektif sunmaktadır. Böylelikle, ekonometrinin çok yönlü yapısı ortaya konularak disiplinin hem teorik hem de uygulamalı yönleri bütünleştirilmektedir.

Bu kitabın, ekonometri alanına ilgi duyan lisansüstü öğrenciler, akademisyenler ve uygulamalı araştırmacılar için faydalı bir başvuru kaynağı olacağına inanıyoruz. Bu eserin ortaya çıkmasında katkı sunan tüm değerli yazarlarımıza, titizlikle yürüttükleri akademik çalışmaları ve özverili emekleri için en içten teşekkürlerimizi sunarız. Ayrıca kitabın yayına hazırlanma sürecinde destek veren tüm akademik paydaşlara ve yayınevine teşekkür ederiz.

Bilimsel bilginin paylaşımının ve disiplinler arası etkileşimin, ekonometrinin gelişimine yeni ufuklar kazandıracığı inancıyla...

İçindekiler

Ön Söz

iii

Bölüm 1

Gelişen Ekonomilerde Finansal Yakınsama Dinamikleri: MINT Ülkeleri ve ABD Arasında Ampirik Bir Karşılaştırma 1

Mehmet Aydın

Bölüm 2

Ekonomik Göstergeler Yaşam Süresini Etkiler mi? E7 Ülkeleri Üzerine Karşılaştırmalı Bir Panel Veri Analizi 17

Hüseyin Ünal

Bölüm 3

İşsizliğin Yaşam Memnuniyeti Üzerine Etkisi: Bir Genelleştirilmiş Sıralı Logit Model Uygulaması 37

Muhammet Kutlu

Bölüm 4

Döviz Kurlarında Uzun Hafızanın Analizi: Türkiye Örneği 57

Emre Ürkmez

Bölüm 5

Jeopolitik Risk, Belirsizlik ve Büyümenin Türkiye'nin Askeri Harcamalarına Etkisi 71

Abmet Demiralp

Bölüm 6

Gelir Eşitsizliği ve İnsani Gelişmişlik Arasındaki İlişki: Panel Var Modeli 89

Tuğba Yılmaz

Bölüm 7

Küresel Gıda Fiyatları Üzerindeki Dinamik Etkiler: İklim Değişikliği, Enerji Maliyetleri, Jeopolitik Riskler ve Deniz Taşımacılığı 111

Şerife Akıncı Tok

Bölüm 8

İş Koşulları Endeksi ve Uluslararası Finansal Piyasalar Arasındaki İlişkinin İncelenmesi: Gelişmiş Ülkeler Üzerine Doğrusal Olmayan Bir Analiz 139

Anıl Lögün

Bölüm 9

Makroekonomik Faktörlerin Türkiye’de Gıda Enflasyonu Üzerindeki Etkisinin Rals Yaklaşımıyla İncelenmesi 155

Ayşegül Han

Gökhan Konat

Bölüm 10

Petrol Fiyatları ile Hisse Senedi Fiyatları Arasındaki İlişkinin Kalıntılarla Genişletilmiş En Küçük Kareler Eşbütünleşme Yöntemi ile Analizi 171

Ömer Faruk Bölükbaşı

Bölüm 11

Ekonomik Büyüme Üzerine Çevresel Performans Endeksi Etkisi: Mekansal Veri Analizi 185

Mert Şahin

Bölüm 12

Kısmi En Küçük Kareler Yapısal Eşitlik Modellemesi(Kekk-Yem) 195

Seda Başar Yılmaz

Bölüm 13

Ekonometrik Model Varsayımları ve Olası İhlaller	227
<i>Engin Bekar</i>	

Bölüm 14

Regresyon Modelinde Heteroskedastisite:EKK'nın Sınırları ve Alternatif Tahminçiler	257
<i>Çetin Görür</i>	

Gelişen Ekonomilerde Finansal Yakınsama Dinamikleri: MINT Ülkeleri ve ABD Arasında Ampirik Bir Karşılaştırma

Mehmet Aydın¹

Özet

Küreselleşme süreciyle birlikte finansal piyasaların etkileşiminin arttığı ve ülkeler arasındaki finansal yapıların zaman içinde benzerlik göstermeye başladığı görülmektedir. Bu durum, finansal yakınsama kavramını öne çıkaran temel dinamiklerden biri olarak değerlendirilmektedir. Finansal yakınsama, ülkelerin finansal göstergelerinin uzun vadede ortak bir dengeye yönelmesini ifade etmekte ve finansal entegrasyonun derinliğini anlamak açısından önemli bir teorik çerçeve sunmaktadır. Bu bağlamda, finansal yakınsamanın geçerliliğinin tespit edilmesi, küresel finansal piyasaların istikrarı ve ekonomik kalkınma üzerindeki etkilerinin anlaşılması açısından önemli bir araştırma alanı oluşturmaktadır. Bu çalışmada, Meksika, Endonezya, Nijerya ve Türkiye’den oluşan MINT ülkelerinde finansal yakınsama hipotezinin geçerliliği araştırılmaktadır. Bu amaçla, MINT ülkelerine ait finansal gelişme endekslerinin Amerika Birleşik Devletleri finansal gelişme endeksine yakınsaması panel CADF birim kök testi ile analiz edilmektedir. Elde edilen bulgular, panel genelinde finansal yakınsama hipotezinin geçerliliğini desteklerken, ülke bazında yapılan analizler yalnızca Endonezya ve Meksika için hipotezin doğrulandığını ortaya koymaktadır. Buna karşın, Nijerya ve Türkiye’de finansal yakınsamanın gerçekleşmediği tespit edilmiştir. Bu bulgular doğrultusunda, Nijerya ve Türkiye’de finansal yakınsamanın sağlanabilmesi için finansal piyasaların derinleştirilmesi, yatırımcı güvenini artıracak hukuki düzenlemelerin yapılması, döviz kuru oynaklığını azaltacak politikaların benimsenmesi ve doğrudan yabancı yatırımları teşvik edici politikaların uygulanması önerilmektedir.

1 Dr. Öğr. Üyesi, Sakarya Üniversitesi, Ekonometri Bölümü, ORCID ID: 0000-0003-0780-1663

GİRİŞ

Küreselleşme sürecinin hız kazanmasıyla birlikte, uluslararası finansal piyasalarda entegrasyon artmakta ve bu durum, ülkeler arası finansal gelişmişlik farklılıklarının azalmasına yol açmaktadır. Finansal piyasaların giderek daha fazla entegre hale gelmesi, sermaye hareketliliğini artırmakta, bilgi akışını hızlandırmakta ve ülkeler arasında finansal yapılar açısından benzerliklerin ortaya çıkmasına zemin hazırlamaktadır (Helhel, 2017). Finansal yapılar arasındaki bu benzerlikler, küresel ekonomik istikrarın sağlanması, yatırım kararlarının optimize edilmesi ve finansal risklerin daha etkin yönetilmesi açısından büyük önem taşımaktadır. Bu dinamik ortamda, finansal gelişmişlik düzeylerinin zaman içinde birbirine yakınlaşıp yakınlaşmadığı sorusu, literatürde önemli bir araştırma konusu haline gelmektedir. Söz konusu benzerlik ya da farklılıkların ortaya koyulması noktasında yakınsama olgusu ortaya çıkmaktadır. Yakınsama kavramı, ekonomik literatürde sıklıkla Solow (1956)'nın geliştirdiği ekonomik büyüme modeli çerçevesinde ele alınmaktadır (Aydın, 2022). Solow'un modeline göre, eğer ülkeler arasında rekabetçi olmayan tüketim teknolojilerinin dağılımında farklılıklar mevcutsa, zaman içinde kişi başına düşen gelir seviyeleri arasında bir yakınsama eğilimi ortaya çıkabilmektedir (Kaya, 2024). Bu durum, özellikle gelişmiş ve gelişmekte olan ülkeler arasındaki refah düzeylerinin uzun vadede birbirine yaklaşacağı ve ekonomik dengelenmenin sağlanabileceği fikrine dayanmaktadır (Andreano vd., 2013). Yakınsama kavramı, yalnızca gelir düzeyleriyle sınırlı kalmayıp, finansal gelişmişlik göstergeleri açısından da değerlendirilebilmektedir. Bu bağlamda, finansal yakınsama, yakınsama kavramının finansal göstergelere uyarlanmış bir biçimini temsil etmektedir. Dolayısıyla, yakınsama analizi, sadece ülkeler arasındaki gelir eşitsizliklerini değil, aynı zamanda finansal kalkınma düzeylerindeki farklılıkları da kapsamlı bir şekilde analiz etmek için etkili bir yöntem olarak kullanılmaktadır.

Yakınsama olgusunun incelenmesinde hangi yöntemlerin kullanılacağı ise önemli bir diğer araştırma sorusu olarak ortaya çıkmaktadır. Kişi başına düşen gayrisafi yurt içi hasıla bazında yakınsama, literatürde yaygın biçimde incelenmiş bir konu olup, ülkeler arası ekonomik büyümenin analizinde geniş çapta uygulanmakta olan beta ve sigma yakınsamaları ile zaman serisi analizleri gibi çeşitli yöntemler ve tahmin teknikleri sunmaktadır. Bu yöntemler, finansal yakınsama çalışmalarında da kullanılabilmektedir (Bruno vd., 2012). Beta yakınsaması, ekonomik gelişmişlik düzeyi daha düşük olan ülkelerin zaman içinde daha hızlı büyüyerek, gelişmiş ekonomik sistemlere sahip ülkelerle aralarındaki farkı kapama eğiliminde olduklarını ifade etmektedir (Baumol, 1986). Bu kavram, genellikle ekonomik büyüme oranları ya da finansal göstergeler arasındaki farkların zamanla azaldığı

şekilde ölçülmektedir. Sigma yakınsaması ise ülkeler arasındaki ekonomik gelişmişlik düzeylerindeki eşitsizliklerin zamanla azalmasını ifade etmektedir (Barro ve Sala-i-Martin, 1990). Bu bağlamda, ülkeler arasındaki ekonomik değişkenlerin varyansının ve eşitsizliğin azalması, yakınsamanın bir göstergesi olarak kabul edilmektedir. Bernard ve Durlauf (1996), yakınsama hipotezini test etmeye yönelik metodolojik yaklaşımları derinlemesine inceleyerek, geleneksel beta ve sigma yakınsama analizlerinin sınırlılıklarına dikkat çekmekte ve daha sağlam sonuçlar elde edebilmek için zaman serisi yöntemlerini önermektedir. Özellikle, iki ekonomi arasındaki gelir farklarının durağan olup olmadığının incelenbilmesine olanak sağlayan birim kök testleri gibi ekonometrik yaklaşımlar, yakınsama dinamiklerini ortaya koymada önemli araçlar olarak değerlendirilmektedir. Bu çalışmada da yakınsama hipotezinin sınanmasında birim kök testleri kullanılmaktadır.

Bu çalışmanın amacı, Meksika, Endonezya, Nijerya ve Türkiye’den oluşan MINT ülkelerinde 1985-2021 döneminde finansal yakınsama hipotezinin geçerliliğini CIPS panel birim kök testi aracılığıyla incelemektir. Yazarın en iyi bilgisi dahilinde, MINT ülkeleri için finansal yakınsama hipotezinin incelendiği bir çalışmaya rastlanmamaktadır. Bu noktada, literatürdeki bu boşluğa katkı sağlanması amaçlanmaktadır. MINT ülkeleri, sahip oldukları genç nüfus, dinamik ekonomiler ve büyüme potansiyelleri ile gelişmekte olan ülkeler arasında öne çıkmaktadır (Gülmez vd., 2025). Ancak, bu ülkelerdeki ekonomik büyüme ve finansal gelişim süreçlerinin farklı dinamiklere sahip olması, bu durumun yakınsama süreçlerini nasıl şekillendirdiği sorusunu gündeme getirmektedir. Bu sorunun yanıtı, ekonomik kalkınma süreçleri ve finansal politikaların etkinliği açısından kritik öneme sahiptir. Ayrıca, MINT ülkelerinin finansal yakınsama sürecinin incelenmesi, özellikle gelişmekte olan ekonomilerin finansal gelişimindeki eğilimleri anlamak açısından önemli bilgiler sunması beklenmektedir. Bu bağlamda, bu çalışma, finansal yakınsama sürecini Amerika Birleşik Devletleri (ABD) gibi gelişmiş bir ekonomiyle karşılaştırarak, MINT ülkelerinin finansal gelişim düzeylerindeki farklılıkları ve benzerlikleri değerlendirmeyi hedeflemektedir. ABD’nin referans ülke olarak seçilmesinin temel nedeni, dünya finansal sistemindeki lider konumu ve FED ile küresel finansal piyasalar üzerindeki belirleyici etkisidir (Şeyranlıoğlu, 2024). ABD, küresel finansal krizler, para politikaları ve sermaye akımları üzerindeki etkisiyle dünya ekonomisinde önemli bir referans noktası olarak değerlendirilmektedir.

Bu çalışmanın devam eden bölümleri, araştırma sorusunu derinlemesine incelemek ve elde edilen bulguları kapsamlı bir şekilde değerlendirmek üzere yapılandırılmıştır. İlk olarak, literatür taraması bölümünde, konuyla ilgili mevcut akademik çalışmalar incelenerek teorik çerçeve oluşturulmakta ve

araştırmanın literatürdeki yeri belirlenmektedir. Bunu takip eden veri ve yöntem bölümünde, kullanılan veri setleri, analiz yöntemleri ve istatistiksel yaklaşımlar ayrıntılı bir şekilde açıklanarak çalışmanın bilimsel sağlamlığı vurgulanmaktadır. Ampirik bulgular bölümünde ise, yapılan analizlerin sonuçları tablolar ve grafikler eşliğinde sunulmakta, elde edilen veriler yorumlanarak araştırma hipotezleri test edilmektedir. Son olarak, sonuç bölümünde bulgular özetlenmekte, politika yapıcılar ve gelecek çalışmalar için önerilerde bulunulmakta ve araştırmanın genel katkısı değerlendirilmektedir.

2. LİTERATÜR TARAMASI

Finansal piyasaların giderek artan entegrasyonu, ülkeler arasındaki ekonomik farklılıkların azalmasına ve finansal yapılarının birbirine yaklaşmasına yönelik bir tartışmayı beraberinde getirmektedir. Bu süreç, finansal yakınsama hipotezi çerçevesinde ele alınmakta ve ülkelerin finansal göstergeler bakımından zaman içinde benzerlik gösterip göstermediğini inceleyen çok sayıda akademik çalışmaya konu olmaktadır. Finansal yakınsama hipotezi, ekonomik bütünleşme ve finansal serbestleşme süreçleri çerçevesinde ele alınan önemli bir kavram olarak öne çıkmaktadır. Literatürde finansal yakınsama farklı perspektiflerden incelenmekte olup, özellikle sermaye hareketleri, faiz oranlarının entegrasyonu ve finansal piyasaların yapısal dönüşümleri temel unsurlar olarak öne çıkmaktadır. Bu alandaki araştırmalar, beta ve sigma yakınsama modelleri, zaman serisi ve panel veri analizleri gibi güncel ekonometrik yöntemlerle desteklenmektedir. Son yıllarda, finansal gelişme endekslerinin kullanımının yaygınlaşması, finansal yakınsama hipotezine yönelik ampirik çalışmaların artmasına katkı sağlamaktadır. Bu bölümde, finansal yakınsama hipotezine ilişkin ulusal ve uluslararası literatürde yapılan çalışmaların kapsamlı bir özeti sunulmakta, farklı metodolojik yaklaşımlar ve finansal gelişim endeksi çerçevesinde elde edilen bulgular değerlendirilmektedir.

Literatürde finansal yakınsama hipotezi üzerine yapılan çalışmalar incelendiğinde, erken dönem araştırmaların genellikle gelişmiş ülkeler arasındaki finansal entegrasyonu ele aldığı, daha yeni çalışmaların ise gelişmekte olan ülkelerin finansal yakınsama süreçlerine odaklandığı görülmektedir. Gündem (2010), 1997-2007 yılları arasındaki dönemde Avrupa Birliği ile Türkiye'nin finansal piyasaları arasındaki yakınsamayı incelemekte ve beta ile sigma yakınsama yöntemlerini kullanarak belirli ölçüde finansal yakınsamanın gerçekleştiğini ortaya koymaktadır. Bahadır ve Valev (2015), 1965-2009 dönemini kapsayan araştırmalarında finansal yapı veri tabanını kullanarak, beta yakınsama yaklaşımı çerçevesinde finansal yakınsamanın geçerli olduğunu tespit etmektedir. Benzer şekilde, Dekle ve

Pundit (2016), 2004-2011 döneminde 23 ülkeyi kapsayan çalışmalarında, panel veri analizi ile finansal gelişmedeki yakınsamayı incelemekte ve tüm ülkelerde finansal yakınsama eğiliminin mevcut olduğunu göstermektedir. Daha sonraki çalışmalar, gelişmiş ve gelişmekte olan ülkeler arasındaki finansal yakınsama süreçlerini detaylı bir şekilde analiz etmeye yönelmektedir. Açdoğuran (2020), 1996-2016 döneminde 22 ülkeyi kapsayan çalışmada, birim kök testlerini kullanarak yükselen ve gelişmekte olan ülkelerin finansal açıdan gelişmiş ülkelere doğru yakınsadığını ortaya koymaktadır. Niri (2022), 1990-2018 döneminde gelişmiş 38 ülke ve gelişmekte olan 34 ülkeyi kapsayan çalışmada, Genelleştirilmiş Momentler Yöntemi analizini kullanarak finansal yakınsama hipotezinin geçerliliğini doğrulamaktadır. Son dönemde yapılan çalışmalar, finansal yakınsamanın özellikle belirli ülke grupları bazında ele alındığını ve metodolojik olarak daha gelişmiş teknikler kullanılarak analiz edildiğini göstermektedir. Özek ve Ergür (2020), 1980-2017 dönemi IMF verileriyle Kırılgan Beşli ülkelerinde finansal yakınsamayı incelemekte ve doğrusal birim kök testlerinin yakınsamanın gerçekleşmediğini gösterdiğini, ancak Fourier testlerinin yalnızca Türkiye’de finansal yakınsamanın sağlandığını ortaya koyduğunu belirtmektedir. Benzer şekilde, Künc, Çelik ve Tutgun (2023), BRICS-T ülkelerinin ABD’ye finansal yakınsamasını yapısal kırılmalı birim kök testleriyle analiz etmekte ve Brezilya ile Rusya’nın dönemsel dalgalanmalar yaşamakla birlikte 2000 sonrası yakınsama gösterdiğini, diğer ülkelerde ise 2000 öncesi iraksama eğiliminin gözlemlendiğini ancak 2000 sonrası finansal yakınsamanın gerçekleştiğini ortaya koymaktadır. Kaya (2024), E7 ülkelerinde finansal yakınsama hipotezini wavelet analizi ve birim kök testleriyle incelemekte ve kısa vadede yakınsama görülmekle birlikte orta ve uzun vadede kısmi geçerliliğin tespit edildiğini belirtmektedir. Özellikle son yıllarda yapılan araştırmalar, finansal gelişme endeksleri ve ileri ekonometrik yöntemler kullanılarak, finansal yakınsama sürecinin daha ayrıntılı bir şekilde analiz edilmesine olanak tanımaktadır. Şehranlıoğlu (2024), 1980-2020 dönemine ait IMF verileriyle Kırılgan Beşli ülkelerinin ABD’ye finansal yakınsamasını analiz etmekte ve ADF, Fourier ADF ve Fourier Sollis birim kök testleriyle finansal yakınsamanın gerçekleşmediğini ortaya koymaktadır. Bulgular, bu ülkelerin finansal yapılarının gelişmiş ekonomilere ulaşamadığını ve yapısal farklılıkların devam ettiğini göstermektedir. Temiz ve Konat (2023), 1980-2020 dönemi Dünya Bankası verileriyle Kırılgan Beşli ülkelerinin gelişmiş ülke grubuna finansal yakınsamasını Fourier Panel KPSS durağanlık testi ile incelemekte ve finansal gelişim seviyelerinin seçilen ülke grubuna yakınsamadığını tespit etmektedir. Eryer (2025), 1985–2021 dönemi verilerini kullanarak NIC ülkelerinde finansal yakınsama hipotezini incelemiştir. Çalışmada finansal

gelişme endeksi temel alınmış ve Fourier tabanlı KSS ile Fourier Kruse birim kök testleri uygulanmıştır. Analiz sonuçları, ele alınan ülkeler açısından finansal gelişme göstergelerinin durağan olmadığını, dolayısıyla ABD'ye doğru bir yakınsamanın söz konusu olmadığını ortaya koymuştur.

Genel olarak, finansal yakınsama üzerine yapılan çalışmalar benzer metodolojik yaklaşımları kullanmalarına rağmen bulgular arasında farklılıklar gözlemlenmektedir. Bazı araştırmalar finansal yakınsamanın gerçekleştiğini ortaya koyarken, diğerleri belirli ülke gruplarında veya belirli dönemlerde finansal ıraksamanın sürdüğünü göstermektedir. Özellikle gelişmekte olan ülkeler için finansal yakınsamanın gerçekleştiği yönünde genel bir eğilim bulunmaktadır. Bu durum, finansal entegrasyon süreçlerinde ülkeler arası farklılıkların ve makroekonomik politikaların belirleyici rol oynadığını göstermektedir. Sonuç olarak, finansal yakınsama hipotezi üzerine yapılan çalışmalar, zaman içinde daha kapsamlı metodolojik yaklaşımlar kullanılarak derinleştirilmektedir. Erken dönem çalışmalarda finansal yakınsamanın genel eğilimleri ele alınırken, son yıllardaki araştırmalar ülke grupları bazında daha ayrıntılı incelemeler sunmaktadır. Özellikle gelişmekte olan ülkelerin gelişmiş ülkelere finansal açıdan yakınsayıp yakınsamadığı üzerine yapılan çalışmalar artış göstermektedir. Bu çalışmada MINT ülkelerinde finansal yakınsama hipotezinin geçerliliğini panel birim kök testleri aracılığıyla incelemektir. Literatür incelendiğinde, MINT ülkeleri için finansal yakınsama hipotezinin incelendiği bir çalışmaya rastlanmamaktadır. Bu noktada, literatürdeki bu boşluğa katkı sağlanması amaçlanmaktadır.

3. VERİ VE YÖNTEM

Bu çalışmada, Meksika, Endonezya, Nijerya ve Türkiye'den oluşan MINT ülkelerinde 1985-2021 döneminde finansal yakınsama hipotezinin geçerliliğini panel birim kök testi aracılığıyla araştırılmaktadır. Finansal yakınsama hipotezinin araştırılmasında kullanılan değişkenlere ait tanımlar Tablo 1'de özetlemiştir.

Tablo 1. Değişken Tanımları

<i>Değişken</i>	<i>Tanım</i>	<i>Veri Kaynağı</i>
FGI-End	Endonezya'ya ait finansal gelişme endeksi	IMF
FGI-Mek	Meksika'ya ait finansal gelişme endeksi	IMF
FGI-Nij	Nijerya'ya ait finansal gelişme endeksi	IMF
FGI-Tur	Türkiye'ye ait finansal gelişme endeksi	IMF
FGI-Abd	Amerika Birleşik Devletleri'ne ait finansal gelişme endeksi	IMF

Çalışmada, finansal gelişimin göstergesi olarak Svirydzenka (2016) tarafından oluşturulan ve finansal piyasalar ile finansal kurumların yapısını erişim, derinlik ve etkinlik boyutlarında değerlendiren Finansal Gelişim Endeksi kullanılmıştır. Söz konusu endeksin finansal piyasalar bileşeni, hisse senedi ve tahvil piyasalarına ilişkin verilerden oluşurken; finansal kurumlar bileşeni ise bankalar, yatırım fonları, sigorta şirketleri ve emeklilik fonlarını yöneten kuruluşları kapsamaktadır. Bununla birlikte, finansal yakınsamanın analizinde, Bernard ve Durlauf (1996) tarafından ortaya konulan yakınsama yaklaşımı temel alınmıştır. Söz konusu yaklaşım, iki ülkenin finansal gelişim endeks değerleri arasındaki farkın zaman içerisinde azalması veya ortadan kalkması durumunu, yani gelecekteki değerlerin mevcut değerlere kıyasla birbirine yaklaşmasını, yakınsama olarak tanımlamaktadır. Bu çerçevede, finansal gelişim endeks değeri en yüksek ülke olan Amerika Birleşik Devletleri, çalışma kapsamında referans (başat) ülke olarak seçilmiştir. Her bir ülkenin finansal gelişim endeksi ile Amerika Birleşik Devletleri'nin finansal gelişim endeksi arasındaki farklar hesaplanmış ve elde edilen bu fark serileri analiz kapsamına alınmıştır.

$$E(y_{i,t+T} - y_{j,t+T} | \mathfrak{F}_t) < y_{i,t} - y_{j,t} \quad (1)$$

Burada, $y_{i,t} > y_{j,t}$ olmak üzere, $y_{i,t}$ finansal gelişme endeksi yüksek olan ülkeyi, $y_{j,t}$ finansal gelişme endeksi düşük olan ülkeyi göstermektedir. $\mathfrak{F}_t$ ise t zamanında kullanılabilecek bütün bilgileri belirtmektedir. Yani söz konusu ekonomilere ait finansal sistemlerin finansal yapı ve koşullarını göstermektedir. Eğer $y_{i,t} - y_{j,t}$ arasındaki fark birim köke sahipse yakınsama hipotezinin geçersiz olduğu kanaatine varılmaktadır (Dawson ve Sen, 2007). Bu anlamda yapılan bu çalışmada da finansal yakınsama hipotezini test etmek amacıyla, finansal gelişim endeks değeri en yüksek ülkelerin başında gelen ABD başat ülke olarak seçilerek, MINT ülkelerine ait finansal gelişim endeksleri tek tek ABD finansal gelişim endeksinden çıkarılmıştır. Sonrasında elde edilen fark serisine panel CIPS birim kök testi uygulanarak finansal yakınsama hipotezinin geçerliliği araştırılmıştır.

Panel verilerini analiz ederken, seriye yönelik şokların panelin bileşen birimlerini eşit şekilde etkileyip etkilemediği göz önünde bulundurulmalıdır. Şoklar birimleri farklı şekilde etkiliyorsa, bu durum birimler arasındaki heterojenliğin varlığına işaret etmektedir. Heterojenliğin göz ardı edilmesi, önyargılı sonuçlar ve yanıltıcı çıkarımlar doğurabilmektedir. Şokların etkilerinin doğru şekilde hesaba katılması, daha güvenilir ve genellenebilir sonuçlar elde edilmesini sağlamaktadır

Bu bağlamda, çalışmada ilk olarak Pesaran (2015) tarafından önerilen CD analizi ile yatay kesit bağımlılığı (YKB) araştırılmıştır. Ykb'yi incelemek için Pesaran (2015) aşağıdaki test istatistiğini kullanmaktadır:

$$CD = \left[\frac{TN(N-1)}{2} \right]^{1/2} \hat{\rho}_N \quad (2)$$

Burada “ $\hat{\rho}_N$ ” çiftler arası korelasyonu, “N” ve “T” ise sırasıyla birim ve zaman periyotlarının sayısını temsil etmektedir. CD testi, Ykb'nin zayıf olduğu sıfır hipotezi altında Ykb'nin derecesini değerlendirmektedir.

Zaman boyutu içeren bir seride dikkate alınması gereken temel hususlardan biri, zaman içinde meydana gelen şokların seriye etkisinin değerlendirilmesidir. Bu etkiyi değerlendirmek için literatürde sıklıkla birim kök testleri kullanılmaktadır. Verilerin güvenilirliğini sağlamak amacıyla bu çalışmada, Pesaran (2007) tarafından önerilen CIPS birim kök testi uygulanmıştır. Bu test, verilerin zaman içinde durağan olup olmadığını belirlemeye yönelik olup, şokların değişkenler üzerinde kalıcı bir etki bırakıp bırakmadığını analiz etmek açısından kritik bir gösterge sunmaktadır. CIPS test istatistiğinin hesaplanması, her bir kesitsel birim için kesitsel artırılmış DF (CADF) birim kök test istatistiklerinin Denklem 3 aracılığıyla ayrı ayrı hesaplanmasını ve ardından bu test istatistiklerinin Denklem 4'te gösterildiği şekilde aritmetik ortalamasının alınmasını içermektedir. Böylelikle hem panel ilişkin hem de panelin her bir birimine ait birim kök testleri sonuçlarına ulaşılabilmektedir.

$$\Delta Y_{i,t} = \alpha_i + \beta_i Y_{i,t-1} + \delta_i \bar{Y}_{t-1} + \gamma_i \Delta \bar{Y}_t + \varepsilon_{i,t} \quad (3)$$

$$CIPS = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N CADF_i \quad (4)$$

CIPS analizinde, yatay kesit bağımlılığı göz önünde bulundurulmakta ve sıfır hipotezi, serinin birim köke sahip olduğunu varsaymaktadır. Bu yöntem, gözlemlenemeyen ortak faktörleri dolaylı olarak kontrol altına alarak, kesitler arası bağımlılığı modelleme sürecine dâhil eder. Böylece hem testin tutarlılığı artar hem de yanıltıcı sonuçlar elde etme riski azaltılmış olur. Ayrıca simülasyonlar, CIPS testinin küçük örneklemelerde bile yeterli büyüklük ve güç özellikleri gösterdiğini ortaya koymaktadır. (Pesaran, 2007).

4. AMPİRİK BULGULAR

Çalışmanın uygulama bölümünde, analizde kullanılacak finansal yakınsama endeksi değişkeninin temel özelliklerini ortaya koymak ve serinin genel eğilimlerini görsel olarak sunmak amacıyla, öncelikle tanımlayıcı istatistikler ve grafiklere yer verilmiştir. Bu çerçevede, Tablo 2 ve Şekil 1 ilgili seriye ilişkin tanımlayıcı istatistikleri ve karşılaştırmalı grafikleri göstermektedir.

Tablo 2. Tanımlayıcı İstatistikler

	<i>Endonezya</i>	<i>Meksika</i>	<i>Türkiye</i>	<i>Nijerya</i>	<i>ABD</i>
Ortalama	0.316	0.337	0.365	0.190	0.827
Medyan	0.317	0.329	0.370	0.188	0.906
Maksimum	0.396	0.409	0.511	0.273	0.921
Minimum	0.232	0.256	0.087	0.123	0.594
Std. Sap.	0.042	0.047	0.121	0.035	0.119
Çarpıklık	-0.214	-0.039	-0.527	0.003	-0.884
Basıklık	2.106	1.631	2.123	2.530	2.052
Jarque-Bera	1.515	2.898	2.900	0.341	6.201
Olasılık	0.469	0.235	0.235	0.843	0.045
Gözlem Sayısı	37.000	37.000	37.000	37.000	37.000

Finansal yakınsama endeksine ilişkin tanımlayıcı istatistikler, MINT ülkeleri (Endonezya, Meksika, Türkiye ve Nijerya) ile ABD arasındaki farklılıkları ortaya koymaktadır. Ortalama değerler açısından ABD'nin finansal yakınsama endeksi (0.827) diğer ülkelerden belirgin şekilde yüksektir. Türkiye (0.365) ve Meksika (0.337) göreceli olarak daha yüksek ortalama değerlere sahipken, Nijerya (0.190) en düşük ortalamaya sahiptir. Medyan değerleri de benzer bir dağılım göstermektedir. Maksimum ve minimum değerler açısından Türkiye'nin en geniş varyasyona sahip olduğu görülmektedir (0.087-0.511), bu da finansal yakınsamanın dalgalanmalara daha açık olduğunu göstermektedir. Standart sapma açısından Türkiye (0.121) ve ABD (0.119) en yüksek oynaklığa sahipken, Nijerya (0.035) en düşük oynaklığı göstermektedir. Çarpıklık değerleri incelendiğinde, ABD (-0.884), Türkiye (-0.527), Endonezya (-0.214) ve Meksika (-0.039) negatif çarpıklık sergileyerek dağılımın sola yatkın olduğunu göstermektedir. Basıklık değerleri açısından ülkeler normal dağılıma yakın bir yapı sergilese de Meksika (1.631) daha basık bir dağılıma sahiptir. Jarque-Bera testine göre ABD'nin olasılık değeri (0.045) %5 anlamlılık düzeyinde normallikten

sapma göstermektedir. Diğer ülkelerde normallik varsayımı reddedilemez. Bu bulgular, finansal yakınsamanın gelişmiş ve gelişmekte olan ülkeler arasında önemli farklılıklar gösterdiğini ve özellikle Türkiye'nin yüksek volatiliteye sahip olduğunu ortaya koymaktadır.

Şekil 1. MINT Ülkeleri ve ABD Finansal Gelişmişlik Endeksi Karşılaştırmaları



Grafikler, Meksika, Nijerya, Endonezya ve Türkiye'nin finansal yakınsama endekslerinin zaman içindeki değişimini ABD ile karşılaştırmalı olarak göstermektedir. Tüm grafiklerde ABD'nin finansal yakınsama endeksinin 1990'lı yılların ortalarından itibaren hızla yükseldiği ve 2000'li yıllardan sonra görece istikrarlı bir seyir izlediği görülmektedir. Buna karşın, MINT ülkelerinin finansal yakınsama seviyeleri ABD'ye kıyasla daha düşük olup ülkeler arasında farklı eğilimler gözlemlenmektedir. Meksika'nın finansal yakınsama endeksi, zaman içinde dalgalı bir seyir izlese de genel olarak istikrarlı bir artış trendi göstermektedir. Endeksin 2000'li yıllardan itibaren nispeten durağan bir seviyeye ulaştığı görülmektedir. Nijerya'nın finansal yakınsama endeksi ise oldukça düşük seviyelerde seyretmekte olup, zaman içinde belirgin bir artış göstermemektedir. Bu durum, Nijerya'nın

finansal sisteminin ABD'ye yakınsamada sınırlı bir ilerleme kaydettiğini göstermektedir. Endonezya'nın finansal yakınsama endeksi de zaman içinde küçük dalgalanmalar yaşamakla birlikte, uzun vadede önemli bir artış eğilimi sergilememektedir. Bu durum, Endonezya'nın finansal entegrasyon açısından görece durağan bir yapıya sahip olduğunu düşündürmektedir. Türkiye'nin finansal yakınsama endeksi ise özellikle 1990'lı yıllardan itibaren belirgin bir artış trendine girmiş ve 2000'li yıllardan itibaren yükselişini sürdürmüştür. Türkiye, diğer MINT ülkelerine kıyasla daha belirgin bir yakınsama eğilimi göstermektedir. Bu bulgular, finansal yakınsamanın ülkeden ülkeye farklı dinamiklere sahip olduğunu ve ekonomik yapı, finansal entegrasyon ve politika faktörlerinin bu süreci önemli ölçüde etkileyebileceğini göstermektedir. Özellikle Türkiye ve Meksika, ABD'ye daha fazla yakınsama gösterirken, Nijerya ve Endonezya'nın bu süreçte daha sınırlı bir ilerleme kaydettiği gözlemlenmektedir.

İncelenen serinin temel özelliklerinin irdelenmesinin ardından yatay kesit bağımlılığı incelenmiş ve elde edilen bulgular Tablo 3'te sunulmuştur.

Tablo 3. Yatay Kesit Bağımlılığı Sonuçları

<i>Test</i>	<i>İstatistik</i>	<i>Olasılık</i>
Pesaran CD	9.463	0.00

YKB test sonuçları, incelenen seride güçlü bir YKB olduğunu ortaya koymaktadır. Bu durum dikkate alınarak, birim kök testi aşamasında YKB'yi göz önünde bulunduran CIPS birim kök testi tercih edilmiş ve bu doğrultuda finansal yakınsama hipotezi analiz edilmiştir. CIPS birim kök testinden elde edilen bulgular Tablo 4'te özetlenmiştir.

Tablo 4. Birim Kök Testi Sonuçları

	<i>Kritik Değerler</i>			
	<i>CADF</i>	<i>1%</i>	<i>5%</i>	<i>10%</i>
Endonezya	-3.613 ^b			
Meksika	-4.044 ^b	-4.11	-3.36	-2.97
Nijerya	-0.967			
Türkiye	-2.427			
	<i>CIPS</i>	<i>1%</i>	<i>5%</i>	<i>10%</i>
Panel	-2.763 ^a	-2.56	-2.33	-2.21

Not: a ve b sırasıyla %1 ve %5 anlamlılık seviyesinde finansal yakınsama hipotezinin geçerli olduğunu göstermektedir.

Elde edilen bulgular, panel genelinde finansal yakınsama hipotezinin geçerliliğini desteklerken, ülke bazında yapılan analizler yalnızca Endonezya ve Meksika için hipotezin doğrulandığını ortaya koymaktadır. Buna karşın, Nijerya ve Türkiye’de finansal yakınsamanın gerçekleşmediği tespit edilmiştir.

SONUÇ VE DEĞERLENDİRME

Bu çalışmada, küresel finansal entegrasyon sürecinde önemli bir yer tutan finansal yakınsama olgusunun MINT ülkeleri (Meksika, Endonezya, Nijerya ve Türkiye) açısından geçerliliği, Amerika Birleşik Devletleri’nin finansal gelişmişlik düzeyi referans alınarak panel CIPS birim kök testi aracılığıyla analiz edilmiştir. Elde edilen bulgular, genel panel düzeyinde MINT ülkelerinin ABD’ye doğru finansal yakınsama eğilimi gösterdiğini ortaya koyarken, ülke bazlı incelemeler bu genel görünümün homojen bir şekilde dağılmadığını göstermektedir. Bu doğrultuda, yalnızca Meksika ve Endonezya’nın finansal yakınsama ilişkisi sergilediği belirlenmiş; buna karşın Türkiye ve Nijerya’nın finansal göstergelerinde benzer bir yakınsamaya rastlanmamıştır.

Bu bulgular, finansal yakınsamanın yalnızca küreselleşme ya da dışa açıklık düzeyiyle sınırlı kalmadığını; aynı zamanda ülkelerin içsel ekonomik yapıları, finansal kurumsallaşma düzeyleri, politika belirsizlikleri ve yatırımcı davranışlarını şekillendiren faktörlerle doğrudan ilişkili olduğunu ortaya koymaktadır. Meksika ve Endonezya’nın finansal olarak ABD ile yakınsama eğilimi göstermesi, bu ülkelerde son yıllarda gerçekleştirilen yapısal reformlarla, sermaye piyasalarının derinleşmesiyle, finansal krizin yaygınlaşmasıyla ve makroekonomik istikrarın görece olarak sağlanmış olmasıyla ilişkilendirilmektedir. Özellikle Meksika’nın, NAFTA ve sonrasında USMCA gibi bölgesel ticaret anlaşmaları çerçevesinde ABD ile ekonomik ve finansal entegrasyonunu güçlendirmiş olması, bu bulguyu destekleyen önemli bir yapısal unsur olarak değerlendirilmektedir. Diğer yandan, Türkiye ve Nijerya için finansal yakınsamanın tespit edilememesi, söz konusu ülkelerde yaşanan makroekonomik dalgalanmalar, döviz kuru oynaklığı, politika belirsizlikleri, finansal sistemdeki kurumsal yetersizlikler ve yatırımcı güvenini zedeleyen yapısal sorunlarla açıklanmaktadır. Türkiye özelinde değerlendirildiğinde, son yıllarda artan ekonomik politika belirsizliği, para politikası bağımsızlığına yönelik tartışmalar, yüksek enflasyon oranları ve dış finansman ihtiyacının sürekliliği gibi unsurlar, finansal göstergelerdeki istikrarsızlığı pekiştirmektedir. Benzer şekilde, Nijerya’da finansal sistemin büyük ölçüde enerji ihracatına dayalı olması, finansal derinliğin sınırlı kalması ve kurumsal yapının zayıf olması, yakınsama sürecini kısıtlayan başlıca faktörler arasında yer almaktadır.

Mevcut bulgular, genel olarak literatürde finansal yakınsama hipotezine yönelik yapılan çalışmalarda elde edilen sonuçlarla hem örtüşmekte hem de bazı yönleriyle ayrılmaktadır. Literatürde özellikle gelişmekte olan ülkelerin gelişmiş ekonomilere finansal açıdan yakınsama eğilimi gösterdiği ifade edilmekle birlikte, bu sürecin ülke grupları ve dönemler itibarıyla farklılık arz ettiğine dikkat çekilmektedir. Örneğin, Dekle ve Pundit (2016) ile Niri (2022) gibi çalışmalar tüm ülkeler genelinde finansal yakınsamanın mevcut olduğunu ortaya koyarken, Özek ve Ergür (2020) ile Şehranlıoğlu (2024), özellikle Kırılgan Beşli ülkelerinde finansal yakınsamanın sınırlı ya da ülke bazlı olduğunu tespit etmektedir. Bu çalışmada elde edilen ve yalnızca Meksika ile Endonezya'nın ABD'ye finansal yakınsama gösterdiğini ortaya koyan bulgular da benzer şekilde finansal yakınsamanın tüm ülkelerde homojen bir şekilde gerçekleşmediğine işaret etmektedir. Ayrıca, literatürde sıklıkla ele alınan BRICS, E7 veya Kırılgan Beşli ülkelere yönelik finansal yakınsama analizlerinin aksine, MINT ülkeleri özelinde yapılan çalışmanın bulunmadığı dikkate alındığında, bu çalışma MINT ülkelerine ilişkin ampirik bir boşluğu doldurmakta ve finansal yakınsama sürecinin çok boyutlu, yapısal ve ülkeye özgü dinamiklere bağlı olarak farklılaştığını ortaya koymaktadır.

Elde edilen bulgular, politika yapıcılar açısından önemli çıkarımlar sunmaktadır. Öncelikle, Türkiye ve Nijerya'nın küresel finansal sistemle daha güçlü bir entegrasyon sağlayabilmesi için finansal piyasaların kurumsal altyapısının güçlendirilmesi gerekmektedir. Bu doğrultuda, yatırımcı haklarını güvence altına alan yasal düzenlemelerin etkin bir biçimde uygulanması, finansal şeffaflık ve hesap verebilirlik ilkelerinin yaygınlaştırılması, uzun vadeli yerli ve yabancı yatırımların teşvik edilmesi ile finansal kapsayıcılığın artırılması öncelikli politika alanları arasında yer almaktadır. Ayrıca, döviz kuru oynaklığının azaltılması ve makroekonomik istikrarın sağlanması yoluyla finansal sistemin öngörülebilirliğinin artırılması gerekmektedir. Bununla birlikte, finansal yakınsamanın yalnızca belirli bir hedefe ulaşmayı değil, aynı zamanda süreklilik arz eden bir uyum sürecini ifade ettiği göz önünde bulundurulmalıdır. Bu bağlamda, MINT ülkelerinin uzun vadede küresel finansal yapılarla daha uyumlu hale gelebilmesi, istikrarlı ve öngörülebilir ekonomi politikalarının kararlılıkla uygulanmasına bağlıdır. Yakınsamanın yalnızca yönü değil, niteliği de önem taşımaktadır; dolayısıyla, ülkelerin nominal göstergelere ek olarak işlevsel ve kurumsal düzeyde de entegrasyonu hedeflemesi gerekmektedir. Sonuç olarak, bu çalışma, MINT ülkelerinin finansal yakınsama dinamiklerini karşılaştırmalı bir perspektifle ele alarak mevcut literatüre önemli bir katkı sunmaktadır. Elde edilen bulgular, finansal entegrasyon sürecinin ülkelere özgü yapısal koşullardan etkilenen, çok boyutlu ve karmaşık bir yapıya sahip olduğunu

ortaya koymaktadır. Gelecek araştırmalarda, finansal yakınsamanın sektörel düzeydeki farklılıklarının incelenmesi ve politika rejimleri, ekonomik şoklara duyarlılık ile dışa açıklık gibi değişkenlerin modele dâhil edilmesi, literatürün derinleştirilmesi açısından faydalı olacaktır.

Kaynakça

- Açdoyuran, B. (2020). *Finansal yakınsama: Yükselen piyasa ekonomileri üzerine ampirik bir analiz* (Yayımlanmamış doktora tezi). Necmettin Erbakan Üniversitesi, Sosyal Bilimler Enstitüsü.
- Andreano, M. S., Laureti, L., & Postiglione, P. (2013). Economic growth in MENA countries: Is there convergence of per-capita GDPs? *Journal of Policy Modeling*, 35(4), 669–683.
- Aydın, A. (2022). Türkiye ekonomisi için G7 ve BRICS ülkeleriyle yakınsama analizi. *Efil Journal of Economic Research*, 5(3), 66–83.
- Bahadır, B., & Valev, N. (2015). Financial development convergence. *Journal of Banking & Finance*, 56, 61–71.
- Barro, R. J., & Sala-i-Martin, X. X. (1990). Economic growth and convergence across the United States (NBER Working Paper No. W3419). National Bureau of Economic Research.
- Baumol, W. J. (1986). Productivity growth, convergence, and welfare: What the long-run data show. *The American Economic Review*, 76(5), 1072–1085.
- Bernard, A. B., & Durlauf, S. N. (1996). Interpreting tests of the convergence hypothesis. *Journal of Econometrics*, 71(1–2), 161–173.
- Bruno, G., De Bonis, R., & Silvestrini, A. (2012). Do financial systems converge? New evidence from financial assets in OECD countries. *Journal of Comparative Economics*, 40(1), 141–155.
- Dekle, R., & Pundit, M. (2016). The recent convergence of financial development in Asia. *Emerging Markets Finance and Trade*, 52(5), 1106–1120.
- Eryer, A. (2025). Finansal yakınsamanın geçerliliğinin test edilmesi: NIC ülkelerinden ampirik kanıtlar. *Ekonomi Maliye İşletme Dergisi*, 8(1), 112–124.
- Gülmez, A., Anbaran, A. D., Aydoğan, Ş. S., & Okoth, E. (2025). MİNT ülkelerinde yolsuzluk ve ekonomik büyüme ilişkisi: Panel düzeltilmiş standart hatalar regresyon ve Granger nedensellik testi. *Uluslararası Ekonomik Araştırmalar Dergisi*, 10(2), 39–57.
- Gündem, F. (2010). Avrupa Birliği ve Türkiye finans piyasalarının bütünleşmesi. *Yaşar Üniversitesi E-Dergisi*, 5(18), 3091–3096.
- Helhel, Y. (2017). Küreselleşme ve finansal gelişme arasındaki etkileşimin Türkiye ve BRICS ülkeleri için incelenmesi. *Mehmet Akif Ersoy Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü Dergisi*, 9(20), 158–178.
- Kaya, Y. (2024). Finansal yakınsama hipotezinin wavelet analizi ile test edilmesi: E7 ülkelerinden ampirik kanıtlar. *Uluslararası Yönetim İktisat ve İşletme Dergisi*, 20(4), 1250–1272.
- Künç, S., Çelik, S., & Tutgun, S. (2023). Yapısal kırılmalar altında finansal yakınsama hipotezinin geçerliliğine yönelik ampirik kanıtlar. *İktisadi İdari ve Siyasal Araştırmalar Dergisi*, 8(21), 584–599.

- Niri, H. H. (2022). Prueba de la hipótesis de convergencia financiera y estimación de la tasa de convergencia en países seleccionados. *Revista Electrónica de Investigación en Ciencias Económicas*, 10(20), 28–42.
- Özek, Y., & Ergür, H. O. (2020). Kırılgan Beşli ülkelerinde finansal yakınsamanın birim kök testleri ile analizi. *Kesit Akademi Dergisi*, (23), 237–245.
- Pesaran, M. H. (2007). A simple panel unit root test in the presence of cross-section dependence. *Journal of Applied Econometrics*, 22(2), 265–312.
- Şeyranlıoğlu, O. (2024). Fourier birim kök testleri ile finansal yakınsama hipotezi geçerliliğinin sınanması: Kırılgan Beşli örneği. *Bingöl Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*, 8(1), 11–30.
- Temiz, M., & Konat, G. (2023). Financial convergence test with Fourier panel KPSS stationarity test: Findings from Fragile Five countries. *Fiscaeconomia*, 7(1), 737–754.

Ekonomik Göstergeler Yaşam Süresini Etkiler mi? E7 Ülkeleri Üzerine Karşılaştırmalı Bir Panel Veri Analizi

Hüseyin Ünal¹

Özet

Bu çalışma, 2000–2023 dönemi için yükselen piyasa ekonomilerinde nüfus yoğunluğu, işsizlik oranı, enflasyon ve ekonomik büyümenin beklenen yaşam süresi üzerindeki etkilerini panel ARDL modeli ile incelemiştir. Değişkenlerin durağanlığı IPS ve LLC birim kök testleri ile analiz edilmiş, eşbütünleşme ilişkisi ise Pedroni ve Kao testleri kullanılarak tespit edilmiştir. Panel ARDL modeli, değişkenler arasındaki uzun ve kısa dönem ilişkileri ortaya koymak için uygulanmış, Dumitrescu – Hurlin (2012) testi ile nedensellik ilişkileri incelenmiştir. Ayrıca statik panel veri modeli ile uzun dönem katsayıları tahmin edilmiş ve ARDL sonuçları ile karşılaştırılmıştır. Ampirik bulgular, yükselen piyasa ekonomilerinde nüfus yoğunluğunun kısa ve uzun dönemde, kişi başına milli gelirin ise uzun dönemde beklenen yaşam süresine olumlu katkı sağladığını göstermektedir. Buna karşın işsizlik oranı, hem kısa hem de uzun dönemde yaşam süresini olumsuz etkilemektedir. Hata düzeltme teriminin negatif ve anlamlı olması, kısa dönemdeki dengesizliklerin uzun dönemde düzeldiğini ortaya koymaktadır. Nüfus yoğunluğu ile yaşam süresi ve kişi başına gelir arasında çift yönlü nedensellik ilişkisi gözlenmiş, diğer değişkenlerden işsizliğe doğru ve enflasyondan diğer değişkenlere doğru anlamlı nedensellik tespit edilmemiştir. Bu sonuçlar doğrultusunda, E7 ülkelerinde ekonomik büyümenin teşvik edilmesi, gelir seviyelerinin artırılması, nüfus yoğunluğunun sağlıklı yönetimi ve işsizliğin azaltılması önemli politik öncelikler olarak öne çıkmaktadır. Ayrıca, enflasyonun dolaylı etkileri ve gelir eşitsizliği gibi faktörlerin yaşam süresi üzerindeki rolü ileri araştırmalarda incelenebilir.

1 Dr. Öğr. Üyesi, Karadeniz Teknik Üniversitesi, huseyin.unal@ktu.edu.tr
ORCID ID: 0000-0001-6323-1322

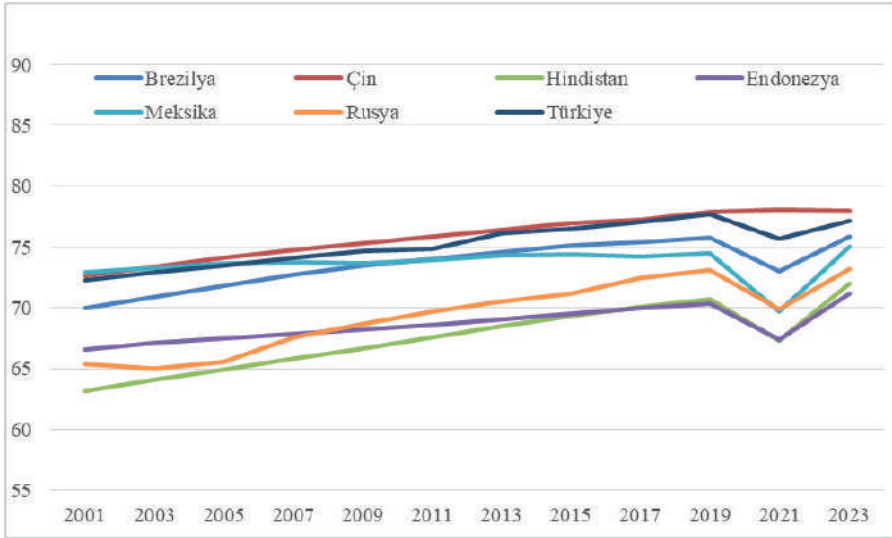
GİRİŞ

Doğumda beklenen yaşam süresi, sağlık ve kamu refahının en önemli göstergelerinden biridir ve bir nüfusun genel sağlık durumunu ölçmek için yaygın olarak kullanılmaktadır. Pratikte yaşam süresi, nüfus sağlığının makul bir göstergesi olarak kabul edilmekte ve belirli bir yıl içinde bir nüfusun ölüm oranlarını özetleyen bir ölçüyü ifade etmektedir (Canning, 2012: 1784). Başka bir deyişle yaşam süresi, mevcut ölüm oranlarının devam etmesi durumunda, yeni doğan bir bireyin ortalama olarak kaç yıl yaşayacağını tahmini anlamına gelmektedir. Bu durum bir ülkenin refah devletinin gelişmişlik düzeyi hakkında önemli bilgiler sunmaktadır (Bayın, 2016: 94).

Bir bireyin ne kadar süre yaşayacağını tahmin edilmesi, hem bireysel hem de toplumsal düzeyde önemli sonuçlar doğurmaktadır. Bu nedenle sosyal ve biyolojik bilim insanları, ekonomistler ve diğer birçok uzman, yaşam beklentisi öngörülerini daha doğru hale getirmek için çalışmalar yürütmektedirler (Sonnega, 2006). Elde edilen sonuçlar, çeşitli sağlık risklerinin belirlenmesi ve ölüm oranları ile yaşam süresi üzerinde etkili faktörlerin tespitinde önemli bilgiler aktarmaktadır. Yaşam beklentisini incelemenin önemi, ölüm oranlarındaki değişikliklere yol açan önemli koşulları belirlemek ve yıllar içinde tarihsel trendleri ortaya koyabilmektir (Hayes vd., 2011; Finch, 2012).

Yaşam süresinin artırılması, ekonomik kalkınmanın sürdürülebilirliği açısından önemli ve vazgeçilmez bir unsurdur (Agbanike vd., 2019). Yaşam süresi daha yüksek olan ülkeler genellikle daha iyi bir büyüme modeli sergilemekte ve uzun vadeli ekonomik kalkınmaya ulaşmaktadır (Hassan vd., 2017: 105). Başka bir ifade ile sağlık ve ekonomik göstergeleri zayıf olan ülkelerde, gelişmiş ülkelere kıyasla yaşam süresinin daha kısa olduğu gözlemlenmektedir (Judge, 1995: 1282). Dünya Bankası'nın 2023 verilerine göre, dünyada doğumda beklenen yaşam süresi ortalama 72,6 yıl olarak kaydedilmiştir. OECD ülkelerinde bu süre 80,16 yıl civarında iken, düşük gelirli ülkelerde 64,52 yıl, orta gelirli ülkelerde 72,74 yıl ve yüksek gelirli ülkelerde ise yaklaşık 80,15 yıl düzeyindedir (WDI, 2024). Genel anlamda gelişmişlik düzeyi arttıkça beklenen yaşam süresinin de arttığı gözlemlenmiştir. Çalışmada ele alınan E7 ülkelerinin 2000-2023 dönemi için yaşam süreleri aşağıdaki Şekil 1 ile görselleştirilmiştir.

Şekil 1. E7 Ülkelerinde Beklenen Yaşam Süreleri (Yıl)



Şekil 1 incelendiğinde, E7 ülkelerinin 2000-2023 döneminde beklenen yaşam süresinin artma eğiliminde olduğu görülmektedir. Artma eğilimindeki yaşam sürelerinde sadece 2021 yılında bir kırılmanın olduğu göze çarpmaktadır. Bu kırılmanın temel sebebinin 2019 yılında Çin'in Vuhan kentinden bütün dünyaya yayılan COVID-19 virüsü olduğu tahmin edilmektedir. Tüm dünyayı saran bu salgının yaşam beklentisi üzerindeki olumsuz etkisinin 2021 yılında zirve yaptığı ve ardından yaşam süresinin tekrardan toparlanmaya başladığı görülmektedir. Söz konusu bu salgının Çin'den bütün dünyaya yayılmasına rağmen bu ülkenin yaşam beklentisinin salgından çok fazla etkilenmediği de dikkat çekmektedir. Ayrıca dünyanın en fazla nüfusuna sahip iki ülke olan Hindistan ve Çin ülkelerinin yaşam sürelerinin birbirinden oldukça farklı olduğu görülmektedir (bknz. Tablo 1).

1. YAŞAM SÜRESİ VE EKONOMİK GÖSTERGELER

Bir toplumun sağlık ve refah düzeyini yansıtan yaşam beklentisi, belirli bir yılda doğan bireyin yaşa özel ölüm oranlarının yaşamı boyunca sabit kalacağı varsayımıyla hesaplanmaktadır. Bu gösterge, bireyin istatistiksel olarak yaşayacağı ortalama yıl sayısını ifade etmektedir. Yaşam beklentisini etkileyen birçok faktör bulunmaktadır. Bu faktörlerin başında sağlık hizmetlerine erişim, beslenme, eğitim seviyesi, gelir düzeyi, çevre kirliliği, temiz suya ulaşım ve bireylerin yaşam tarzı gelmektedir. Bunlara ek olarak savaşlar, salgın hastalıklar ve doğal afetler de yaşam süresini doğrudan etkileyen unsurlar arasında yer almaktadır. Bu tür olaylar sağlık sistemlerini zayıflatmakta, yaşam koşullarını kötüleştirmekte ve ölüm oranlarını artırabilmektedir.

Ekonomik göstergeler, bir ülkenin ekonomik performansını ve refah düzeyini ölçen makroekonomik veriler bütünüdür ifade etmektedir. Söz konusu göstergeler arasında kişi başına düşen gelir, işsizlik oranı, enflasyon, sağlık ve eğitim harcamaları gibi parametreler yer almaktadır. Yaşam süresi ile ekonomik göstergeler arasındaki ilişki, iki yönlü ve güçlü bir etkileşime sahiptir. Ekonomik büyüme ve gelir düzeyi, sağlık sistemlerine yapılan yatırımları artırarak yaşam süresini uzatırken; aynı zamanda daha sağlıklı ve uzun ömürlü bireylerin oluşturduğu iş gücü de üretkenliği ve ekonomik performansı olumlu yönde etkilemektedir. Dolayısıyla yaşam süresi, hem ekonomik refahın bir sonucu hem de sürdürülebilir kalkınmanın bir bileşeni olarak değerlendirilmektedir (Morand, 2004; Cervellati ve Sunde, 2011).

Yaşam süresini etkileyen faktörleri inceleyen önceki çalışmalar, gelir, eğitim, sağlık harcamaları, temiz su, kaliteli enerji, enflasyon, istihdam oranı ve kentleşme gibi birçok değişkeni analiz etmiştir. Ancak, yaşam süresi belirleyicilerine dair teorik eksiklikler nedeniyle, literatürde hangi değişkenlerin ampirik çalışmalarda kullanılacağı konusunda ortak bir görüş bulunmamaktadır. Tek ortak görüş, gelirin yaşam süresini olumlu yönde etkilediğidir. Yaşam süresi, doğrudan nüfus sağlığının iyileşmesiyle ilişkilidir; bu yüzden nüfus sağlığını etkileyen parametrelerin belirlenmesi büyük önem taşımaktadır (Monsef ve Mehrjardi, 2015). Nüfus sağlığı, eğitimin ve üretimin verimliliğini artırarak ekonomik büyümede kritik bir rol oynamaktadır. Bu nedenle, toplumların ekonomik düzeyi yükseldikçe sağlık harcamalarının oranı artmakta ve buna paralel olarak doğumda beklenen yaşam süresi de artış göstermektedir (Kılınç vd., 2019). Gelir ve gelirdeki değişimlerin yaşam süresi seviyelerinin ve dalgalanmalarının önemine vurgu yapan Preston (1980), herhangi bir zamanda yaşam süresinin kişi başına düşen gelirle ilişkili olduğunu ortaya koymuştur.

Gelir artışının yaşam beklentisi üzerinde olumlu etkiler yaratmasına karşın, gelir düzeyindeki azalma, sağlık hizmetlerine erişimi sınırlamakta ve beslenme kalitesini olumsuz etkilemektedir. Özellikle işsizlikten kaynaklanan gelir kayıpları, bireylerin yaşam koşullarını ve psikososyal durumlarını bozarak uzun vadede sağlık durumlarını zayıflatmakta ve bu durum ortalama yaşam süresinde azalmaya yol açabilmektedir (Brenner, 2005; Gerdtham ve Ruhm, 2006). Diğer taraftan Ruhm (2000), ekonomik durgunluk dönemlerinde artan işsizliğin sağlık göstergelerini iyileştirdiğini öne sürmektedir. Yazar, bu durumu kısa vadeli ekonomik durgunluklarda kazalara ve iş stresine bağlı ölüm sayısında azalma görülmesine bağlamakta ve bunun da yaşam süresine olumlu yansıtacağını ifade etmektedir.

Yaşam süresini etkileyen bir başka ekonomik gösterge, enflasyon oranıdır. Yüksek enflasyon oranları, temel sağlık hizmetleri ve gıda gibi yaşamsal ihtiyaçlara erişimi zorlaştırarak bireylerin yaşam kalitesini düşürmektedir. Bu durum, özellikle sabit gelirli kesimlerde yetersiz beslenme, sağlık hizmetlerinden yararlanamama ve ilaç gibi kritik ihtiyaçlara ulaşamama riskini artırarak yaşam süresini olumsuz etkilemektedir. Yüksek enflasyon, kamu sağlık harcamalarının daha etkin kullanımını azaltmakta ve sağlık sistemlerinin sürdürülebilirliğine zarar vermektedir. Grossman (1972), çalışmasında enflasyonun yaşam süresi üzerinde olumsuz etkisi olduğunu ve artan fiyatların hane halkı refahını büyük ölçüde azalttığını araştırmıştır. Diğer yandan, düşük ve istikrarlı enflasyon oranlarının, bireylerin satın alma gücünü ve refahını koruyarak yaşam süresini dolaylı olarak destekleyebileceği ifade edilmektedir (Grossman, 1972; Garcia vd., 2019).

Beklenen yaşam süresi ile nüfus yoğunluğu arasındaki ilişki çeşitli göstergelere göre değişkenlik gösterebilmektedir. Sağlık hizmetlerinin, eğitim olanaklarının ve ulaşım altyapısının daha etkin sunulabildiği kentsel alanlarda yaşayan nüfus yoğunluğu, sağlık hizmetlerine erişimi kolaylaştırarak yaşam süresini artırabilmektedir (Galea vd., 2005). Öte yandan aşırı nüfus yoğunluğu; çevre kirliliği, konut yetersizliği, stres, bulaşıcı hastalık riski ve sağlık hizmetlerine olan aşırı talep gibi faktörlerle birlikte yaşam kalitesini düşürebilmektedir. Bu durum, özellikle plansız kentleşmenin yaşandığı gelişmekte olan bölgelerde yaşam süresini olumsuz etkileyebilmektedir (Vlahov ve Galea, 2002).

Literatür incelendiğinde gelir düzeyinin beklenen yaşam süresi üzerinde olumlu etki yarattığı, yüksek işsizlik ve enflasyon oranlarının ise genellikle yaşam süresini olumsuz etkilediği görülmektedir. Nüfus yoğunluğunun ise beklenen yaşam süresi üzerinde farklı etkileri olduğu görüşü göze çarpmaktadır. Nitekim bu çalışmada, dünya nüfusunun yaklaşık %45'ini oluşturmasına karşın toplam gelirin yalnızca %29'una sahip gelişmekte olan E7 ülkeleri ele alınmıştır. Söz konusu ülkelerin 2000-2023 dönemini kapsayan kişi başına gelirin, işsizlik oranlarının, enflasyon oranlarının ve nüfus yoğunluğunun beklenen yaşam süresi üzerindeki etkileri statik ve dinamik panel veri yöntemleri ile araştırılmıştır.

2. EKONOMETRİK METODOLOJİ

Bu çalışma yükselen ekonomileri temsil eden E7 ülkelerinde (Brezilya, Çin, Hindistan, Endonezya, Meksika, Rusya ve Türkiye) ekonomik göstergelerin yaşam süresi üzerine bir etkisinin olup olmadığını araştırmayı amaçlamaktadır. Bu amaç doğrultusunda beklenen yaşam süresini etkileyen

temel ekonomik göstergeler olan kişi başına gelir, işsizlik oranı ve enflasyon değişkenlerinin yanı sıra kontrol değişkeni olarak nüfus yoğunluğu da kullanılarak ampirik model kurulmuştur.

$$LEX_{it} = \beta_0 + \beta_1 \ln GDP_{it} + \beta_2 UNEMP_{it} + \beta_3 INF_{it} + \beta_4 POPD_{it} + e_{it} \quad (1)$$

Denklem 1'de yer alan i , E7 ülkelerini; t , 2000-2023 zaman dönemini; $\beta_1, \beta_2, \beta_3$ ve β_4 , sırası ile kişi başına gelir, işsizlik oranı, enflasyon oranı ve nüfus yoğunluğunun beklenen yaşam süresi üzerindeki etkisini gösteren parametreleri; β_0 , sabit terimi ve e_{it} , hata terimini göstermektedir. Bunun yanında modelde yer alan LEX , GDP , $UNEMP$, INF ve $POPD$ değişkenleri ise sırasıyla beklenen yaşam süresini (yıl), kişi başına milli geliri (sabit 2015 ABD doları), işsizlik oranını (toplam işgücü yüzdesi), enflasyon oranını (%) ve nüfus yoğunluğunu (km² başına düşen kişi sayısı) ifade etmektedir. Kişi başına gelir değişkeni büyük değerlerden oluştuğu için doğal logaritması alınmış, diğer değişkenlerin ham hallerinin yorumlanması daha anlamlı olacağından söz konusu değişkenlerin orijinal halleri kullanılmıştır. Bu değişkenlere ait veriler World Development Indicators (WDI, 2024) web adresinden temin edilmiştir.

2.1. Birim Kök Testi

Panel verilerde zaman boyutunun geniş olduğu durumlarda, değişkenlerin durağan olup olmadığının test edilmesi kritik öneme sahiptir. Literatürde panel birim kök testleri, yatay kesit bağımlılığa göre birinci ve ikinci nesil olmak üzere iki kategoride sınıflandırılmaktadır. Birinci nesil testler, paneldeki yatay kesit birimleri arasında herhangi bir bağımlılığın bulunmadığını varsayarken; ikinci nesil testler, bu bağımlılığı göz önünde bulundurarak daha güvenilir analizler sağlamaktadır (Pesaran, 2007; Phillips ve Sul, 2003). Panel verinin yatay kesit boyutu küçük olduğunda kesitsel bağımlılığının test edilmesine ihtiyaç duyulmamaktadır. Başka bir ifade ile yatay kesit birimler bağımsız kabul edilmekte ve birinci nesil panel veri yöntemlerinin kullanımı önerilmektedir. Dolayısıyla bu çalışmanın yatay kesit boyutu ($N=7$) küçük olduğu için birinci nesil panel birim kök testlerinden Im, Pesaran ve Shin (2003) ve Levin Lin ve Chu (2002) tercih edilmiştir (Sohag et al., 2015). Panel veri çalışmalarında yoğun olarak kullanılan Levin, Lin ve Chu (LLC) testi havuzlanmış verilere dayanırken, Im, Pesaran ve Shin (IPS) testi ADF istatistiklerinin ortalaması alınarak elde edilmektedir. LLC panel birim kök testi denklem 2 ile ifade edilmektedir.

$$y_{it} = \rho_i y_{i,t-1} + z'_{it} \gamma + u_{it} \quad i = 1, 2, \dots, N; \quad t = 1, 2, \dots, T \quad (2)$$

Burada z_{it} deterministik bileşeni ve u_{it} ise durağan süreci göstermektedir. LLC testi bütün birimler için $\rho_i = \rho$ olduğunu ve hata terimlerinin σ_u^2

varyans ve sıfır ortalama ile normal dağıldığını kabul etmektedir. Bu test için sıfır hipotezi $H_0 : \rho = 1$ (paneldeki bütün seriler birim köklüdür) ve alternatif hipotez $H_1 : \rho < 1$ (bütün seriler durağandır) şeklinde kurulmaktadır. LLC birim kök testi sabit terimde heterojenliğe izin verirken IPS birim kök testi bütün birimler için hem sabitte hem de eğim parametresinde heterojenliğe izin vermektedir. IPS birim kök testi denklem 3 ile formüle edilmektedir.

$$y_{it} = \rho_i y_{i,t-1} + \sum_{j=1}^{p_i} \phi_j \Delta y_{i,t-j} + z'_{it} \gamma + \epsilon_{it} \quad (3)$$

IPS birim kök testinde hipotezler LLC birim kök testinde olduğu gibi sıfır hipotezi “paneldeki bütün seriler birim köklüdür” ve alternatif hipotez ise “bütün seriler durağandır” şeklindedir (Bildirici, 2014: 720).

2.2. Eşbütünleşme Testi

Durağanlık analizinin ardından değişkenler arasındaki uzun dönem ilişki, Pedroni (1999) ve Kao (1999) eşbütünleşme testleri yardımı ile araştırılmıştır. Yatay kesitler arasında heterojen sabit ve trend katsayılarına izin veren Pedroni (1999) eşbütünleşme testi denklem 4 ile verilen modelden yola çıkılarak hesaplanmaktadır.

$$y_{it} = \alpha_i + \delta_i t + \beta_{1i} x_{1it} + \beta_{2i} x_{2it} + \dots + \beta_{ki} x_{kit} + \epsilon_{it} \quad (4)$$

Denklem 4'te yer alan i ve t sırası ile panel verinin birim ve zaman boyutunu, k bağımsız değişken sayısını, α_i ve δ_i sırası ile birim ve trend etkisini göstermektedir. Burada y_{it} ve x_{it} değişkenlerinin birinci farkında durağan olması gerekmektedir. Pedroni testi, elde edilen hata terimleri ile oluşturulan $\epsilon_{it} = \rho_i \epsilon_{i,t-1} + u_{it}$ yardımcı regresyon modeli kullanılarak, u_{it} hata terimlerinin $I(1)$ olup olmadığını sınamaktadır. Başka bir deyişle, bu test değişkenler arasında eşbütünleşme ilişkisinin olmadığını kabul eden sıfır hipotezine karşı değişkenler eşbütünleşiktir alternatif hipotezini test etmektedir. Kao (1999) eşbütünleşme testi de Pedroni testi ile aynı temel yaklaşımı kullanmaktadır. Ancak Kao testinin ilk aşamasında kullanılan model, birimlere özgü sabitleri ve homojen katsayıları içermektedir.

2.3. Panel ARDL Modeli

Eşbütünleşme testlerinden sonra değişkenler arasında kısa ve uzun dönem katsayıları tahmin etmek için panel ARDL modeli kullanılmıştır. Panel ARDL modeli, farklı durağanlık seviyelerindeki ($I(0)$ ve $I(1)$) değişkenler arasında kısa ve uzun dönem dinamikleri incelemeye yarayan bir yaklaşımdır (Pesaran

vd., 1999). Bu yöntem “Mean Group” (MG), “Pooled Mean Group” (PMG) ve “Dynamic Fixed Effect” (DFE) tahmincilerini kullanarak kısa ve uzun dönem katsayılarını tahmin etmektedir. MG tahmincisinin avantajı her bir birim için ayrı regresyonlara izin vermesidir. PMG ve DFE tahmincileri ise heterojen kısa dönem ilişkilerine izin vermesi açısından avantajlıdır. Ayrıca PMG ve DFE tahmincileri uzun dönemde eğim katsayılarını homojen kabul etmekte ve bu tahminciler uzun dönemde daha tutarlı sonuçlar vermektedir (Shaari et al., 2020). Kullanılan panel verilere göre hangi tahmincinin daha etkin olduğu ise Hausman (1978) testi ile karar verilmektedir. Panel ARDL modelinin matematiksel formu denklem 5 ile verilmiştir.

$$Y_{it} = \sum_{j=1}^p \lambda_{ij} Y_{i,t-j} + \sum_{j=0}^q \delta_{ij} X_{i,t-j} + \mu_i + \epsilon_{it} \quad (5)$$

Bu modelde, p ve q maksimum gecikme uzunluklarını; Y , bağımlı değişkeni; X , bağımsız değişkenleri; μ_i , birime ait sabit etkileri ve ϵ_{it} , hata terimini göstermektedir. Uzun dönem ilişkinin tahmininden sonra hata düzeltme modeli ile kısa dönem ilişkiler ve hata düzeltme hızı tahmin edilmektedir. Hata düzeltme modeli 6 numaralı denklem biçiminde formüle edilmektedir (Shaari et al., 2020).

$$\Delta y_{it} = \alpha_{it} + \sum_{j=1}^{p-1} \lambda_{ij}^* \Delta y_{i,t-1} + \sum_{j=0}^{q-1} \delta_{ij}^* \Delta X_{i,t-1} + \gamma ECT_{it-1} + \epsilon_{it} \quad (6)$$

Burada γ , hata düzeltme terimi katsayısını göstermektedir. Söz konusu bu katsayı kısa süreli dalgalanmaların uzun dönem dengeye ne kadar çabuk yaklaştığını ölçmektedir. Etkin bir hata düzeltme mekanizmasının varlığından söz edilebilmesi için hata düzeltme teriminin katsayısının negatif işaretli ($\gamma > -2$) ve istatistiksel açıdan anlamlı olması gerekmektedir. Değişkenler arasında uzun dönem ilişki mevcut değilse, hata düzeltme teriminin katsayısı sıfır değerini almaktadır (Shaari et al., 2020).

2.4. Nedensellik Testi

Kısa ve uzun dinamiklerden sonra değişkenler arasındaki ilişki Dumitrescu and Hurlin (2012) nedensellik testi ile araştırılmıştır. Granger nedenselliğinin geliştirilmiş bir versiyonu olan bu yöntem, heterojen panel verilerine uygulanabilmektedir. Modelin test istatistikleri denklem 7 ve denklem 8 ile formüle edilmektedir.

$$W_{N,T}^{HNC} = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N W_{it} \quad (7)$$

$$Z_{N,T}^{HNC} = \sqrt{\frac{N}{2K}} (W_{N,T}^{HNC} - K) \sim N(0,1) \quad (8)$$

Bu denklemlerde yer alan W_{it} wald istatistiğini ve $W_{N,T}^{HNC}$ istatistiği ise her bir yatay kesit için W_{it} 'lerin ortalamasını ifade etmektedir. Bu test sürecinde sıfır hipotezi “homojen nedensellik yoktur” alternatif hipotez ise “heterojen nedensellik ilişkisi vardır” şeklinde kurulmaktadır.

2.5. Statik Panel Veri Analizi

Statik panel veri modelleri; havuzlanmış model, sabit etkiler modeli ve tesadüfi etkiler modeli olmak üzere üç ana gruptan oluşmaktadır. Birime özgü etkilerin bulunmadığı durumlarda havuzlanmış model tercih edilirken, birim ve/veya zamana özgü heterojenliklerin varlığı halinde sabit etkiler veya tesadüfi etkiler modelleri uygulanmaktadır. Birim etkiler ile açıklayıcı değişkenler arasında korelasyon bulunması durumunda sabit etkiler modeli daha uygun iken, böyle bir korelasyonun olmaması halinde tesadüfi etkiler modeli tercih edilmektedir (Baltagi vd., 2010). Karar verilen statik panel veri modeli daha sonra yatay kesit bağımlılık, otokorelasyon ve değişen varyans testlerine tabi tutularak modelin güvenilirliği test edilmektedir. Ekonometrik sorunların tespit edilmesi halinde standart hatalar üzerinde çeşitli düzeltmelerin yapıldığı dirençli tahminciler kullanılmaktadır.

3. AMPİRİK BULGULAR

Bu çalışmada 2000-2023 dönemi ele alınarak yükselen ekonomilerde kişi başına düşen gelir, işsizlik oranı, enflasyon oranı ve nüfus yoğunluğunun beklenen yaşam süresi üzerindeki etkisi panel ARDL modeli ile araştırılmıştır. Söz konusu değişkenlerin 2000-2023 dönemine ait tanımlayıcı istatistikleri Tablo 1’de sunulmuştur.

Tablo 1. Tanımlayıcı istatistikler

Ülke	LEX	GDP	INF	UNEMP	POPD
Brezilya	73,44	8305,04	6,36	9,95	23,34
Çin	75,78	6720,21	2,09	4,48	143,72
Hindistan	67,45	1378,78	6,14	7,29	424,70
Endonezya	68,51	2903,82	5,97	5,36	133,11
Meksika	73,56	9720,81	4,76	3,90	59,27
Rusya	69,21	8582,17	10,07	6,31	8,81
Türkiye	75,16	9705,07	20,17	10,63	97,65
Tanımlayıcı İstatistikler					
Ortalama	71,87	6759,41	7,94	6,85	127,23
Ortanca	72,67	7976,58	5,68	6,54	97,06
Maksimum	78,20	14713,57	72,31	14,03	483,66
Minimum	62,75	756,70	-0,73	2,63	8,72
S. Sapma	3,75	3550,61	9,52	2,79	131,79
Eğiklik	-0,38	-0,26	4,31	0,59	1,55
Basıklık	2,27	1,85	24,32	2,43	4,30
Jarque-Bera	7,86	11,18	3704,03	12,02	78,68
Olasılık	0,02	0,00	0,00	0,00	0,00

Tablo 1 ile verilen E7 ülkelerinin ele alınan dönemde ortalama; beklenen yaşam süresinin 71,87 yıl, kişi başına düşen gelirin 6759,41 ABD doları, enflasyon oranının %7,94, toplam işgücü içerisindeki işsizlik oranının %6,85 ve km² başına düşen kişi sayısının yaklaşık 127 olduğu görülmektedir. Ülkelerin bireysel değerleri incelendiğinde en düşük yaşam beklentisine, en az kişi başı düşen gelire ve en yüksek nüfus yoğunluğuna sahip ülkenin Hindistan, en yüksek yaşam beklentisine ve en düşük enflasyon oranına sahip ülkenin Çin, kişi başına gelirin en yüksek ve işsizlik oranının en düşük olduğu ülkenin Meksika, en yüksek işsizlik oranı ve en yüksek enflasyon oranının olduğu ülkenin Türkiye ve en az nüfus yoğunluğuna sahip ülkenin Rusya olduğu göze çarpmaktadır. Tanımlayıcı istatistikleri verilen değişkenlerin durağanlığı IPS ve LLC birinci nesil panel birim kök testleri ile sınanmış ve test sonuçları Tablo 2’de raporlanmıştır.

Tablo 2. Panel Birim Kök test sonuçları

Değişkenler	IPS		LLC	
	Sabitli	Sabitli Trendli	Sabitli	Sabitli Trendli
LEX	-1,8147	-2,3636**	-3,6187***	-0,7931
INF	-2,8857***	-3,1603***	-2,7718 ***	-2,2429***
POPD	-5,5638***	1,5953	-3,2119***	-0,0239
lnGDP	-1,7074	-1,7462	-3,8254***	-0,8981
UNEMP	-1,8815	-2,3636**	-0,6612	-1,3939*
Δ LEX	-4,5928***	-4,8120***	-7,1015***	-7,5838***
Δ INF	-5,2632***	-5,4401***	-7,7030***	-7,0658***
Δ POPD	-0,7045	-1,4903	-0,4047	-1,6693**
Δ lnGDP	-3,8965***	-4,2704***	-2,8845***	-2,8377***
Δ UNEMP	-4,2297***	-4,4203***	-5,0969***	-3,9316***

Not: *, ** ve *** sırası ile %10, %5 ve %1 anlamlılık düzeyini, Δ notasyonu birinci farkı ifade etmektedir.

Tablo 2’de verilen IPS ve LLC panel birim kök test sonuçları incelendiğinde; ampirik modelde kullanılan değişkenlerin çeşitli anlamlılık düzeylerinde, genellikle seviyesinde durağan olduğu, seviyesinde güçlü durağan olmayan lnGDP ve UNEMP değişkenlerinin ise %1 anlamlılık düzeyinde durağan hale geldiği görülmektedir. Durağanlık test sonuçlarına göre birinci farkında durağan değişkenler arasındaki uzun dönem ilişki için Pedroni ve Kao eşbütünleşme testleri kullanılmış ve sonuçlar Tablo 3’te özetlenmiştir.

Tablo 3. Pedroni ve Kao eşbütünleşme test sonuçları

	İstatistik	Olasılık
Pedroni ADF	-5,5546 ***	0.000
Pedroni PP	-5,2396 ***	0.000
Kao ADF	-2,6153***	0.005

Not: ***, %1 anlamlılık düzeyini göstermektedir.

Pedroni ADF, Pedroni PP ve Kao ADF test istatistikleri incelendiğinde eşbütünleşme ilişkisinin olmadığını kabul eden sıfır hipotezi % 1 anlamlılık düzeyinde reddedilmiş ve değişkenler arasında eşbütünleşme ilişkisinin varlığı ortaya konulmuştur. Eşbütünleşme ilişkisinin tespitinden sonra söz konusu değişkenler arasında uzun ve kısa dönem dinamikleri incelemek için panel ARDL modelleri tahmin edilmiştir. Seviyesinde ve birinci farkında

durağan değişkenler arasındaki ilişkiyi inceleyebilen panel ARDL modelleri arasında uygun modelin tespiti için Hausman testi kullanılmış ve hem panel ARDL hem de Hausman test sonuçları Tablo 4'te verilmiştir.

Tablo 4. Panel ARDL uzun ve kısa dönem tahmin sonuçları

Bağımlı değişken: LEX						
	PMG		MG		DFE	
	Katsayı	Olasılık	Katsayı	Olasılık	Katsayı	Olasılık
Uzun dönem						
INF	-0,023**	0,021	0,112	0,158	-0,009	0,754
POPD	0,076***	0,000	0,814	0,272	0,055**	0,017
lnGDP	3,139***	0,000	16,431**	0,018	3,959***	0,000
UNEMP	-0.453***	0,000	-0,182	0,237	-0,588***	0,001
Düzeltilme terimi						
EC	-0,580***	0,002	-0,950***	0,000	-0,322***	0,000
Kısa dönem						
Δ INF	-0,009	0,653	0,0316	0,191	0,016	0,202
Δ POPD	2,808**	0,048	7,2806*	0,073	0,648**	0,016
Δ lnGDP	2,647	0,613	9,150	0,104	1,345	0,623
Δ UNEMP	-0,3138*	0,095	-0,101	0,516	-0,197**	0,050
Sabit	14,553***	0,000	-54,229	0,174	10,560***	0,001
MG ve PMG	Hausman test (olasılık): 48,74 *** (0.000)					
MG ve DFE	Hausman test (olasılık): 2,69 (0,441)					

Not: *, ** ve *** sırası ile %10, %5 ve %1 anlamlılık düzeyini ifade etmektedir.

Tablo 4'te verilen MG ve PMG tahmincileri arasında seçim yapmak için kullanılan Hausman test sonuçlarına göre PMG tahmincisinin daha etkin olduğunu kabul eden sıfır hipotezi %1 anlamlılık düzeyinde reddedilmiş ve MG tahmincisinin daha etkin ve tutarlı sonuçlar verdiğine karar verilmiştir. Daha sonra MG ile DFE tahmincileri arasında uygun modeli belirlemek için kullanılan Hausman test bulgularına göre DFE tahmincisinin daha etkin ve tutarlı sonuçlar verdiğini ifade eden sıfır hipotezi herhangi bir anlamlılık düzeyinde reddedilememiştir. Dolayısıyla tahmin edilen modeller arasında DFE tahmincisinin en etkin ve tutarlı tahminci olduğu sonucu elde edilmiştir. DFE modelinden elde edilen uzun dönem tahmin sonuçları incelendiğinde lnGDP değişkenin katsayısı pozitif ve %1 önem düzeyinde anlamlıdır. Bu

ise kişi başına gelirden meydana gelecek %1'lik bir artışın, beklenen yaşam süresi üzerinde yaklaşık olarak 0,0396 birimlik bir artışa yol açacağı anlamını taşımaktadır. Benzer şekilde POPD değişkeninin uzun dönem katsayısı pozitif ve %5 önem düzeyinde istatistiksel olarak anlamlıdır. Başka bir ifade ile nüfus yoğunluğunun 1 birim artması beklenen yaşam süresini yaklaşık olarak 0,055 birim arttırmaktadır. Diğer taraftan UNEMP değişkeninin uzun dönem katsayısı negatif ve %1 önem düzeyinde anlamlı bulunmuştur. Bu durum ise işsizlik oranındaki 1 birimlik bir artış, yaşam süresinde yaklaşık olarak 0,588 birimlik bir azalışa neden olacağı anlamını taşımaktadır. Enflasyon oranının ise katsayısı negatif olmakla birlikte istatistiki olarak yaşam süresi üzerinde anlamlı bir etkiye sahip olmadığı görülmüştür.

Kısa dönem ilişkiler incelendiğinde ise işsizlik oranının katsayısı negatif ve nüfus yoğunluğunun katsayısı pozitif ve % 5 önem düzeyinde anlamlı bulunmuştur. Bu sonuçların uzun dönem bulgularla paralellik gösterdiği, ancak katsayıların değerinde farklılıklar meydana geldiği görülmektedir. Başka bir ifade ile yaşam süresi üzerinde uzun döneme göre; nüfus yoğunluğunun kısa dönemdeki etkisi daha yüksekken, işsizlik oranının etkisi daha düşüktür. Kısa dönem dinamiklere göre yükselen piyasa ekonomilerinde (E7) kişi başına düşen gelirin ve enflasyon oranının yaşam süresi üzerinde anlamlı bir etkisi yoktur. Modelde yer alan hata düzeltme terimi (EC) katsayısı negatif ve istatistiksel olarak anlamlı bulunmuştur. Bu ise kısa dönem dengeden sapmaların %32,2'sinin bir dönemde düzeldiği anlamını taşımaktadır. Kısa ve uzun dönem dinamiklerden sonra değişkenler arasındaki nedensellik ilişkisi Dumitrescu – Hurlin nedensellik testi ile incelenmiş ve test sonuçları Tablo 5'te özetlenmiştir.

Tablo 5. Dumitrescu – Hurlin panel nedensellik test sonuçları

	LEX	INF	POPD	lnGDP	UNEMP
LEX	-	5,500***	12,771***	0,25464	1,534
INF	0,915	-	1,910	1,270	0,763
POPD	4,504***	3,962***	-	3,327***	1,528
lnGDP	8,454***	3,766***	3,841***	-	1,835
UNEMP	1,731	1,396	4,477***	3,204***	-

Not: *** , %1 anlamlılık düzeyini göstermektedir.

Tablo 5 ile verilen Dumitrescu–Hurlin test bulguları, satırdaki değişkenden sütundaki değişkene doğru nedenselliği sınavan wald istatistikleridir. Örneğin, nüfus yoğunluğundan kişi başına gelire doğru nedenselliği sınavan wald istatistik değeri 3,327 ve bu değerin istatistiksel olarak anlamlı olduğu

görülmektedir. Başka bir ifade ile “POPD değişkeni lnGDP değişkeninin nedeni değildir” şeklinde kurulan H_0 hipotezi reddedilmekte ve “nüfus yoğunluğu, kişi başına gelirin bir nedenidir” şeklinde kurulan alternatif hipotez kabul edilmektedir. Söz konusu test sonuçlarına göre incelenen dönemde E7 ülkelerinde “yaşam süresi ile nüfus yoğunluğu” ve “nüfus yoğunluğu ile kişi başına gelir” arasında çift yönlü bir nedensellik ilişkisi tespit edilmiştir. Ayrıca verilen bulgulara göre enflasyonun hiçbir değişkenin nedeni olmadığı ve hiçbir değişkenin de işsizliğe neden olmadığı sonucu elde edilmiştir.

Son olarak çalışmada ele alınan beklenen yaşam süresi, kişi başına gelir, işsizlik oranı, enflasyon oranı ve nüfus yoğunluğu değişkenlerinin birim kök test bulguları göz önüne alınarak statik panel veri modeli tahmin edilmiştir. Panel IPS ve LLC test sonuçlarına göre ilgili değişkenlerin genellikle durağan olduğu, başka bir ifade ile birim kök testlerinin en az bir modelinde bu değişkenlerin durağan olduğu görülmektedir (bkz Tablo 2). Bu durum panelin zaman boyutu da dikkate alındığında statik panel modelinin tahmin edilme gerekliliğini ortaya koymaktadır. Başka deyişle panel ARDL modelinin sonuçlarının mukayese edilebileceği statik panel modeline ihtiyaç duyulmuştur. Çalışmada Olabilirlik Oranı (LR), Breusch-Pagan LM ve Hausman testleri yardımıyla uygun statik panel veri modelinin tesadüfi etkiler modeli olduğuna karar verilmiştir. Karar verilen tesadüfi etkiler modeli temel ekonometrik varsayımlar açısından incelenmiş ve söz konusu modelin otokorelasyon, değişen varyans ve birimler arası korelasyon sorununun olduğu ortaya konulmuştur. Dolayısıyla bu sorunlara karşı dirençli olan Driscoll ve Kraay (1998) standart hata düzeltmesi uygulanarak tesadüfi etkiler modeli tahmin edilmiş ve sonuçları Tablo 6’da özetlenmiştir.

Tablo 6. Driscoll Kraay dirençli tahmini ile tesadüfi etkiler modeli

Bağımlı değişken: LEX				
Değişkenler	Katsayı	Std. hata	t- istatistiği	Olasılık
C	30,023***	1,600	18,77	0,000
INF	-0,026	0,015	-1,68	0,107
POPD	0,017**	0,008	2,17	0,041
lnGDP	4,785***	0,341	14,04	0,000
UNEMP	-0,186***	0,075	-2,48	0,010
sigma_u	3,0445	Wald test (prob) 742,73*** (0,00)		
sigma_c	1,160	R ² 0,62		
rho	0,873	Hausman test (prob) 1,18 (0,88)		

Not: ** ve *** sırası ile %5 ve %1 anlamlılık düzeyini ifade etmektedir.

Tablo 6 ile verilen sonuçlar incelendiğinde; “rho” değerinin 1 değerine yakın olması birimlere özgü etkilerin varlığını, Hausman test istatistik değerinin istatistiksel olarak anlamsız olması ise tesadüfi etkiler modelinin etkinliğini göstermektedir. R^2 değerinin 0,62 olarak elde edilmiş olması bağımsız değişkenlerin bağımlı değişkeni açıklama oranının %62 olduğunu ifade etmektedir. Çalışmanın sonuçları incelendiğinde; beklenen yaşam süresi üzerinde lnGDP ve POPD değişkenlerinin pozitif, UNEMP değişkeninin ise negatif etki yarattığı görülmektedir. ENF değişkeninin ise yaşam süresi üzerinde anlamlı bir etki oluşturmadığı tespit edilmiştir. Tesadüfi etkiler modelinden elde edilen sonuçlar ile panel ARDL modelinden elde edilen sonuçların birbiri ile uyumlu olduğu gözlemlenmiştir. Değişkenlerin katsayılarının büyüklüklerinde ufak farklılıklar izlense de anlamlılık düzeyleri dâhil olmak üzere söz konusu modellerin bütün sonuçlarının uyumlu olduğu ortaya konulmuştur.

4. SONUÇ VE DEĞERLENDİRME

Bu çalışmada 2000-2023 dönemi ele alınarak yükselen piyasa ekonomilerinde nüfus yoğunluğu, işsizlik oranı, enflasyon ve ekonomik büyümenin beklenen yaşam süresi üzerindeki etkileri panel ARDL modeli ile incelenmiştir. Ampirik modelde kullanılan değişkenler öncelikle IPS ve LLC birim kök testleri ile durağanlık analizine tabi tutulmuştur ve değişkenlerin seviyesinde ve birinci farkında durağan olduğu elde edilmiştir. Birinci farkında durağan değişkenler arasındaki eşbütünleşme ilişkisi için Pedroni ve Kao testleri kullanılmıştır. Eşbütünleşme ilişkisinin tespitinden sonra karar verilen panel ARDL modeli ile değişkenler arasındaki uzun ve kısa dönem ilişki araştırılmıştır. Ardından değişkenler arasındaki nedensellik ilişkisi Dumitrescu – Hurlin (2012) testi ile incelenmiştir. Çalışmanın son aşamasında ilgili değişkenler arasında uzun dönem katsayı için statik panel veri modeli tahmin edilmiş ve ARDL modelinin sonuçları ile mukayese edilmiştir.

Panel ARDL modeli sonuçlarına göre ilgilenilen dönemde yükselen piyasa ekonomileri için nüfus yoğunluğunun kısa ve uzun dönemde, kişi başına milli gelirin ise uzun dönemde beklenen yaşam süresine katkıda bulunduğu tespit edilmiştir. Buna karşın işsizlik oranının hem uzun hem de dönemde beklenen yaşam süresini olumsuz etkilediği gözlemlenmiştir. Panel ARDL modelinde yer alan hata düzeltme teriminin negatif ve istatistiksel olarak anlamlı olması ise kısa dönemde meydana gelen dengeden sapmaların uzun dönemde düzeldiğini göstermektedir. Dumitrescu – Hurlin (2012) test sonuçlarına göre nüfus yoğunluğunun hem yaşam süresi ile hem de kişi başına gelir ile çift yönlü nedensellik ilişkisi içinde olduğu gözlemlenmiştir.

Ayrıca diğer değişkenlerden işsizliğe doğru ve enflasyondan da herhangi bir değişkene doğru bir nedensellik ilişkisinin olmadığı bulgusu elde edilmiştir. Son olarak tahmin edilen tesadüfi etkiler modelinden elde edilen sonuçların panel ARDL modelinin sonuçları ile uyumlu olduğu gözlemlenmiştir.

Çalışmanın ampirik sonuçları, E7 ülkelerinde gelirin ve nüfus yoğunluğunun yaşam süresi üzerinde olumlu etkileri olduğunu, işsizlik oranının ise yaşam süresini olumsuz etkilediğini göstermektedir. Bu bulgular doğrultusunda, ekonomik büyümenin teşvik edilerek gelir seviyelerinin artırılması önem taşımaktadır; böylece sağlık hizmetlerine erişim ve yaşam kalitesi yükseltilebilir. Ayrıca, nüfus yoğunluğunun sağlıklı yönetilmesi ve yaşam alanlarının iyileştirilmesi, olumlu etkilerin sürdürülmesi açısından gereklidir. İşsizlik oranlarının ise yaşam süresine negatif etkisini azaltmak için istihdamın artırılması, iş güvencesi ve sosyal destek mekanizmalarının güçlendirilmesi gerekmektedir. Enflasyonun doğrudan yaşam süresini etkilemediği görülse de, ekonomik istikrarın sağlanması ve enflasyonun kontrol altında tutulması, dolaylı olarak refah ve sağlık koşullarının iyileştirilmesine katkı sağlayacaktır. Bundan sonraki çalışmalarda, enflasyonun sağlık ve yaşam kalitesi üzerindeki dolaylı etkileri ile işsizliğin psikolojik ve sosyal boyutlarının yaşam süresine etkisi daha ayrıntılı incelenmelidir. Ayrıca, nüfus yoğunluğunun farklı düzeylerdeki etkileri ve gelir eşitsizliğinin yaşam süresi üzerindeki rolü araştırılabilir. E7 ülkeleri arasında ülke bazlı karşılaştırmalar yapılarak, özgün koşullara uygun politika önerileri geliştirilmesi de önem taşımaktadır.

Kaynakça

- Agbanike, T.F. Nwani, C. Uwazie, U.I. Uma, K.E. Anochiwa, L.I. Igberi, C. ve Ogbonnaya, I.O. (2019), Oil, Environmental Pollution and Life Expectancy in Nigeria, *Applied Ecology and Environmental Research*, 11143-11162.
- Baltagi, B. H., Jung, B. C. ve Song, S. H. (2010), Testing for heteroskedasticity and serial correlation in a random effects panel data model, *Journal of Econometrics*, 154(2), 122-124.
- Bayın, G. (2016), Determination of factors affecting life expectancy at birth and at age 65, *Turkish Journal of Family Practice*, 20 (3), 93-103.
- Bildirici, M. E. (2014), Relationship between biomass energy and economic growth in transition countries: panel ARDL approach, *Gcb Bioenergy*, 6(6), 717-726.
- Brenner, M. H. (2005), Commentary: Economic growth is the basis of mortality rate decline in the 20th century—experience of the United States 1901–2000, *International Journal of Epidemiology*, 34(6), 1214-1221.
- Canning, D. (2012), Progress in Health around the World, *The Journal of Development Studies*, 48 (12), 1784-1798.
- Cervellati, M. ve Sunde, U. (2011), Life expectancy and economic growth: the role of the demographic transition, *Journal Of Economic Growth*, 16(2), 99-133.
- Driscoll, J. C. ve Kraay, A. C. (1998), Consistent covariance matrix estimation with spatially dependent panel data, *Review of Economics and Statistics*, 80(4), 549-560.
- Dumitrescu, E. I. ve Hurlin, C. (2012), Testing for granger non-causality in heterogeneous panels, *Economic Modelling*, 29, 1450-1460.
- Finch, C. E. (2012), Evolution of the human lifespan, past, present, and future: phases in the evolution of human life expectancy in relation to the inflammatory load, *Proceedings of the American Philosophical Society*, 156(1), 9-44.
- Galca, S., Freudenberg, N., & Vlahov, D. (2005), Cities and population health, *Social Science & Medicine*, 60(5), 1017-1033.
- Garcia, L., Rabago, S. ve Ocat, J. (2019), Predictive capacity of country inflation rate to life expectancy at birth, *International Journal of Advanced and Applied Sciences*, 6(12), 67-70.
- Gerdtham, U. G. ve Ruhm, C. J. (2006), Deaths rise in good economic times: evidence from the OECD, *Economics & Human Biology*, 4(3), 298-316.
- Grossman, M. (1972), On the concept of health capital and the demand for health, *Journal of Political Economy*, 80 (2), 223-255.

- Hassan, F.A., Minato, N., Ishida, S. ve Nor, N.M. (2017), Social environment determinants of life expectancy in developing countries: a panel data analysis, *Global Journal of Health Science*, 9(5), 105-117.
- Hausman, Jerry (1978), Specification tests in econometrics, *Econometrica*, 46, 1251-1271.
- Hayes, A. J., Leal, J., Kelman, C. W. ve Clarke, P. M. (2011), Risk equations to predict life expectancy of people with type 2 diabetes mellitus following major complications: a study from Western Australia, *Diabetic Medicine*, 28(4), 428-435.
- Im, K. S., Pesaran, M. H. ve Shin, Y. (2003), Testing for unit roots in heterogeneous panels, *Journal of Econometrics* 115, 53-74.
- Judge, K. (1995), Income distribution and life expectancy: A critical appraisal, *BMJ*, 311(7015), 1282-1285.
- Kao, C. (1999), Spurious regression and residual-based tests for cointegration in panel data, *Journal of Econometrics*, 90(1), 1-44.
- Kılınc, E.C., Isık, N. ve Isık, H.B. (2019), The Relationship between health expenditures and life expectancy in D-8 countries: A panel data analysis, *In RSEP Conferences* (p. 66).
- Levin, A., Lin, C.-F. ve Chu, C.-S. J. (2002), Unit root tests in panel data: Asymptotic and finitesample properties, *Journal of Econometrics* 108, 1-24.
- Monsef, A. ve Mehrjardi, A. (2015), Determinants of life expectancy: A panel data approach, *Asian Economic and Financial Review*, 5 (11), 1251-1257.
- Morand, O.F. (2004), Economic growth, longevity and the epidemiological transition, *The European Journal of Health Economics, formerly: HEPAC*, 5(2), 166-174.
- Pedroni, P. (1999), Critical values for cointegration tests in heterogeneous panels with multiple regressors, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 61, 653-70.
- Pesaran, M. H. (2007), A simple panel unit root test in the presence of cross-section dependence, *Journal of Applied Econometrics*, 22 (2), 265-312.
- Pesaran, M.H., Shin, Y. ve Smith, R.P. (1999), Pooled mean group estimation of dynamic heterogeneous panels, *Journal Am. Stat. Assoc.* 94(446), 621-634.
- Phillips, P. C. ve Sul, D. (2003), Dynamic panel estimation and homogeneity testing under cross section dependence, *The Econometrics Journal*, 6 (1), 217-259.
- Preston, S. H. (1980), Causes and Consequences of Mortality Declines in Less Developed Countries during the 20th Century in Richard A. Easterlin (ed), *Population and Economic Changes in Less Developing Countries*, University of Chicago Press, 289-360.

- Ruhm, C. J. (2000), Are recessions good for your health?, *The Quarterly Journal of Economics*, 115(2), 617-650.
- Shaari, M. S., Abdul Karim, Z. ve Zainol Abidin, N. (2020), The Effects of energy consumption and national output on CO2 emissions: New evidence from OIC countries using a panel ARDL analysis, *Sustainability*, 12(8), 3312 (1-12).
- Sohag, K., Nabilah, A. B. ve Begum, R. A. (2015), Dynamic impact of financial development on economic growth: Heterogeneous panel data analysis of island economies, *International Journal of Economic Policy in Emerging Economies*, 8(1), 77-95.
- Sonnega, A. (2006), The future of human life expectancy: have we reached the ceiling or is the sky the limit, *Research Highlights in The Demography and Economics of Aging*, 8, 1-4.
- Vlahov, D. ve Galea, S. (2002), Urbanization, urbanicity, and health, *Journal of Urban Health*, 79 (Suppl 1), S1-S12.
- World Bank, (2024), World development indicators. <http://data.worldbank> (Erişim Tarihi: 11.01.2024).

İşsizliğin Yaşam Memnuniyeti Üzerine Etkisi: Bir Genelleştirilmiş Sıralı Logit Model Uygulaması

Muhammet Kutlu¹

Özet

Bu çalışma, ekonomilerin en temel sorunlarından olan işsizliğin bireylerin kendi yaşamlarının öznel bir değerlendirmesi olan yaşam memnuniyeti üzerine etkilerini bireysel düzeyde açıklamayı amaçlar. Bu amaç doğrultusunda Türkiye İstatistik Kurumu Yaşam Memnuniyeti Araştırması'nın 2023 yılı verileri kullanılarak bireylerin yaşam memnuniyet düzeyleri, bireylerin istihdam durumu ve diğer bir dizi sosyo-ekonomik değişken yardımıyla açıklanmaya çalışılmıştır. Ayrıca işsiz ve istihdamdaki bireyler için yaşam memnuniyetinin belirleyenleri analiz edilmiştir. Çalışmada bireyin yaşam memnuniyet düzeyinin sıralı yanıtlara sahip niteliği göz önünde bulundurularak söz konusu ilişkilerin modellenmesinde sıralı logit/genelleştirilmiş sıralı logit modeller kullanılmıştır. Çalışmadan elde edilen bulgular, Türkiye'de işsizliğin yaşam memnuniyeti üzerine etkilerini doğrular. Ayrıca işsiz bireyler arasında medeni durum, cinsiyet, hanehalkı gelir düzeyi, bireyin refah düzeyi algısı ve konut sahipliği değişkenlerinin yaşam memnuniyeti üzerine etkileri istatistiki olarak anlamlı bulunmuştur. İstihdamdaki bireyler için yapılan sınamada ise medeni durum, hanehalkı gelir düzeyi, bireyin refah düzeyi algısı, son bir yılda yaşanmış sağlık problemi ve konut sahipliği değişkenlerinin yaşam memnuniyeti üzerine etkisi doğrulanmıştır.

GİRİŞ

İşsizlik ve yaşam memnuniyeti arasındaki ilişkiye yönelik birçok farklı disiplinde artan bir ilgi vardır. Söz konusu araştırma alanı 1990'lı yıllarda yaşam memnuniyetine ilişkin güvenilir verilerin yayınlanmasıyla sosyal bilimcilerin odağı haline gelmiştir.

1 Dr. Öğr. Üyesi, Bandırma Onyedi Eylül Üniversitesi, mkutlu@bandirma.edu.tr, ORCID ID:0000-0002-1739-5366

Türkiye İstatistik Kurumu (TÜİK)'na göre işsiz, belirlenen referans dönemi içerisinde ücretli bir işte çalışmayan, son dört hafta içerisinde işle ilgili başvurularda bulunmuş ve iş bulması halinde iki hafta içerisinde çalışmaya hazır olan kişileri ifade eder. Bu tanımından hareketle işsizlik çalışma gücü ve arzusu olduğu halde piyasadaki cari ücret düzeyinde iş arandığı halde bulunamaması durumunu ifade eder (Ünsal, 2013: 106). İşsizlik ekonomiler ve bireyler bakımından meydana getirdiği sonuç itibarıyla benzerlik göstermektedir. Nitekim ekonomiler için işsizliğin maliyeti, bireylerin mevcut potansiyelinin üretime etkin bir şekilde dahil edilememesi nedeniyle ortaya çıkan üretim kaybıdır. Bu durum makro iktisadi bakış açısıyla GDP açığı ile ölçülmekte ve literatürde bu konu üzerine çok sayıda çalışma yapılmıştır. Bireysel boyutta ise işsizlik, bireylerin istihdama katılmaları karşılığında elde edecekleri gelirden mahrum olmalarına yol açar. Dolayısıyla mikro ölçekte işsizliğin maliyeti, doğrudan gelir kaybı ile ilişkilendirilmektedir. Ancak işsizliğin sonuçlarını salt olarak makro boyutta hasıla açığı ile mikro ölçekte ise gelir kaybı ile ilişkilendirmek işsizliğin maddi olmayan maliyetlerinin göz ardı edilmesine yol açar. Oysa çoğu çalışma, işsizliğin bireylerin öz değer algılarına zarar verdiğini (Goldsmith vd. 1996), mutsuz ve stresli olmalarına yol açtığını ve ruhsal durumlarını etkilediğini (Clark ve Oswald, 1994), kendilerine daha az güvenmelerine sebep olduğunu (Farré vd. 2018) ifade etmiştir. Akerlof ve Shiller (2010), kişinin bir insan olarak kendisinden beklenen görevleri yerine getiremediği hissini de beraberinde getirdiğini ve işsizliğin toplumsal kurumdan dışlanmayı temsil ettiğini bildirmiştir. Jahoda'nın (1981) belirttiği gibi sosyal statü, sosyal ağ, düzenli aktivite gibi unsurların da önemli bir belirleyicisidir. Bu hususlar, işsizliğin refahın önemli bir belirleyicisi olduğunu gösteren kanıtlar sunar. İşsizliğin refah üzerindeki etkisini araştıran güncel literatür, bireyin refahını önemli bir ölçüt olarak kabul eder. Bireylerin yaşamlarına ilişkin değerlendirmeleri olarak tanımlanan (Diener 2000) ve yaşam kalitesinin genel değerlendirmesine atıfta bulunan öznel refah (Peterson, vd. 2005) öznel iyi oluş, mutluluk, yaşam memnuniyeti gibi ölçütlerle sıkça temsil edilmektedir. Mevcut literatür, işsizliğin bireylerin hayatlarına dair beklenti ve isteklerinin ne ölçüde tatmin edildiğini gösteren yaşam memnuniyetini azalttığına dair kanıtları gösterir. Colitoy vd. (2023), işsizlerin çalışan bireylere kıyasla daha düşük yaşam memnuniyeti bildirdiğini ifade etmiştir.

İşsizlikle yaşam memnuniyeti arasındaki ilişki işsizliğin gelir azaltıcı işlevinin ötesindeki unsurları değerlendirmeyi zorunlu kılar. Teorik olarak işsizliğin yaşam memnuniyeti üzerindeki etkisi maddi ve maddi olmayan maliyetler üzerinden sunulmaktadır. Gelir kaybının nihai bir sonucu olarak daha düşük tüketim seviyesinin yaşam memnuniyetine zarar verdiğini

bildiren maddi maliyetler, yaşam standardındaki potansiyel düşüşle birlikte anılmaktadır (Ervasti ve Venetoklis, 2010). Maddi olmayan maliyetler ise özgüven, özsaygı ve toplumsal kimlik gibi çeşitli sosyal yoksunlukların yaşam memnuniyetini azaltıcı etkisi üzerinde durur (Howley ve Knight, 2021). Bazı çalışmalar, işsizliğin maddi olmayan maliyetlerinin maddi maliyetlere göre daha yüksek olduğunu bildiren kanıtlar sunmuştur (Helliwell ve Huang, 2014). Söz konusu negatif korelasyonun zaman etkisine yönelik olarak Easterlin (1974) olumsuz etkinin çoğunlukla kısa vadede ortaya çıktığını raporlayan kanıtlar sunmuştur. Bunun yanı sıra işsizliğin yaşam memnuniyeti üzerindeki olumsuz etkisinin uzun süreli olabileceği, etkinin iş alındıktan sonra bile devam edebileceği hususu Clark vd. (2008) tarafından bildirilmiştir. Dolayısıyla işsizliğin ortalama olarak yaşam memnuniyetini azaltıcı bir etki göstermesi beklense de bireysel düzeyde etkinin niteliği heterojenlik gösterir. İşsizlik ile yaşam memnuniyeti arasındaki ilişkileri bireysel düzeyde inceleyen çalışmalarda çoğunlukla sıralı kategorilerle ölçülen bireysel yaşam memnuniyeti düzeyinin işsizlik veya ilgili diğer değişkenlerle ilişkisi sınırdır.

Sıralı kategorilerle ölçülen bireysel yaşam memnuniyeti değişkeninin açıklanmaya çalışıldığı durumlarda regresyon modellerini metrik olmayan bağımlı değişkenler için genişleten kesikli tercih modelleri kullanılabilir. Kesikli tercih modelleri ise bağımlı değişkenin alacağı alternatif yanıt sayısına ve yanıtların sıralı veya sırasız olma durumuna göre kategorize edilir. Bu çalışmada kullanılan bağımlı değişkenin niteliği göz önünde bulundurulduğunda sıralı tercih modellerinin kullanımı tercih edilmiştir. Nitekim çalışmada bağımlı değişken olarak modele dahil edilen yaşam memnuniyeti değişkeni sıralı yanıtlara sahip kategorik bir değişkendir. Böylece çalışmada işsizliğin yaşam memnuniyeti üzerine etkilerinin sınanması amacıyla sıralı logit model kullanılmıştır. Çalışmanın takip eden bölümünde işsizlik ile yaşam memnuniyeti ilişkisine dair seçili çalışmalardan elde edilen bulgulara yer verilmiştir. Çalışmanın üçüncü bölümünde veri ve metodoloji, dördüncü bölümünde ise bulgular sunulmuştur.

1. LİTERATÜR

Clark ve Oswald (1994), İngiltere’de işsizlik ve ruhsal sağlık arasında negatif bir ilişki olduğu sonucuna varmışlardır. Goldsmith vd. (1996), işsizliğin bireyin öz değer algısına ve öz saygıya zarar verdiğini ifade etmişlerdir. McKee-Ryan vd. (2005), işsizlerin daha kötü ruh sağlığına sahip olduklarını yaşamdan, evlilikten ve aileden daha düşük memnuniyet yaşadıkları sonucuna varmışlardır. Avusturya’da işsizliğin yaşam memnuniyetinde azalmaya yol açtığı sonucunu ortaya koyan Carroll

(2005), işsizliğin yaşam memnuniyeti üzerindeki olumsuz etkisini telafi etmek için erkeklere yıllık 42.100 dolar, kadınlara ise yıllık 86.300 dolar ek ödeme yapılması gerektiğini hesaplamıştır. Dahası, geçmiş işsizliğin mevcut yaşam memnuniyeti üzerinde önemli etkilere sahip olduğunu göstermiştir. Lelkes'in (2006) çalışmasında işsizlerin çalışanlara göre daha düşük yaşam doyumu ve mutluluğa sahip olduğunu bildirmiştir. Winkelmann ve Winkelmann (1998), Almanya'da işsizliğin yaşam memnuniyeti üzerindeki olumsuz etkisinin gelir kaybının ötesine geçtiğini bildirmişlerdir. İşsizliğin yaşam memnuniyetini azalttığını ortaya koyan çalışmalardan Korpi (1997), benzer sonucu İsveç için doğrulamıştır. Benzer sonucu Namazie ve Sanfey (2001) Rusya ve Kırgızistan için ortaya koyarken Blanchflower ve Oswald (2004) İngiltere ve ABD için raporlamıştır. Bu sonuçlar Finlandiya için Bockerman ve Ilmakunnas (2005), Güney Afrika için Powdthavee (2007), Güney Avrupa için Urbanos-Garrido ve Lopez-Valcarcel (2015), Avustralya için Milner vd. (2016), Türkiye için Susanlı (2016), AB-15 ülkeleri, Birleşik Krallık, ABD ve Avustralya gibi gelişmiş ekonomiler için Gedikli vd. (2023) tarafından sunulmuştur.

Cinsiyet bağlamında yapılan çalışmalardan Stutzer ve Lalive (2004), kadınların işsizlik döneminde erkeklerden daha yüksek yaşam memnuniyetine sahip olduğunu göstermektedir. Yılmaz vd. (2004), Paul (2005), Strandh vd. (2013) işsiz erkeklerin kadınlardan daha mutsuz oldukları bulmuştur. Önceki çalışmalarla uyumlu olarak Gedikli vd. (2023), işsizlik ve yaşam memnuniyeti arasındaki olumsuz ilişkinin erkeklerde kadınlardan daha güçlü olduğu sonucuna varmışlardır. Söz konusu etkiyi Stutzer ve Lalive (2004), geleneksel toplum normları ile ilişkilendirmiştir. Erkeklerin ailenin geçimini sağlayanlar olarak kabul gördüğü geleneksel toplum yapısında ortaya çıkan bir işsizliğin sosyal norm etkisi ile erkekleri daha fazla etkilediğini bildirmiştir. Ancak son yıllarda bu etkinin kadının değişen kimliği ile azaldığı ifade edilmektedir (Strandh vd. 2013; Gedikli vd. 2023). Bu sonuçların aksine Frey ve Sulzberger (2002), işsizliğin yaşam memnuniyeti üzerindeki etkisinin erkeklerde tutarlı bir şekilde daha fazla olmadığını ifade etmişlerdir. Bu çalışma sonucunu destekleyen Carroll (2005) ise işsizliğin kadınlarda yaşam memnuniyetini düşürmede daha büyük bir etkiye sahip olduğu sonucuna varmıştır.

Cinsiyet bağlamında ortaya konulan tartışmaların ötesinde Longhi vd. (2024), güçlü iş kimliğine sahip erkeklerin işsiz kaldıklarında yaşam memnuniyetindeki azalmanın daha fazla olduğunu bildirmişlerdir. Hatipoğlu ve Tuncay (2021) ve Colitoy vd. (2023), işsiz bireyler arasında yaşam memnuniyetinin cinsiyete göre farklılık göstermediği sonucunu raporlamışlardır. İşsizliğin yaşam memnuniyeti üzerindeki etkisinin

yaş gruplarına göre farklılaşıp farklılaşmadığını araştıran çalışmalardan, Winkelmann ve Winkelmann (1998), Yılmaz vd. (2004), Winkelmann (2009), Boyce vd. (2010), Hahn vd. (2015), Graham ve De Lannoy (2016) işsiz gençlerin yaşam memnuniyetinin daha yüksek olduğunu bildirmişlerdir. Bunun aksine Clark ve Oswald (1994), 30 yaş altı bireylerde işsizliğin yaşam memnuniyeti üzerindeki olumsuz etkisinin daha az görüldüğünü ifade etmektedir. Bu durumu gençlerin mevcut duruma daha hızlı uyum göstermeleri ve genç işsizlerin tecrübesizliği ile ilişkilendirmiştir. Bu sonucu Oesch ve Lipps (2012) desteklemektedir. Yaşın etkisine ilişkin yapılan çalışmaların önemli bir kısmı yaş grupları ile yaşam memnuniyeti arasında U şeklinde bir ilişkinin olduğunu ortaya koyar. Benzer sonucu bildiren Hatipoğlu ve Tuncay (2021) işsiz gençlerin yaşam doyumunun orta yaş grubunda yer alan (30-49) işsiz bireylere göre daha yüksek olduğunu ifade etmiştir. Aksine Colitoy vd. (2023) yaşın işsiz bireylerin yaşam memnuniyeti üzerinde anlamlı bir fark oluşturmadığını açıklamaktadır. Medeni durum ve bakmakla yükümlü olunan kişi sayısı açısından da benzer sonucu bildirmiştir. Çalışmada yalnızca eğitim düzeyinin işsiz bireylerde yaşam memnuniyetini etkilediğini ifade etmiştir. Yılmaz vd. (2004), eğitim seviyesindeki artışın, çocuk sahibi ve evli olmanın işsiz bireylere yaşam memnuniyetini azalttığını göstermiştir. Hatipoğlu ve Tuncay (2021), işsizlerin eğitim düzeyine göre yaşam memnuniyetleri arasında anlamlı bir fark olmadığını evli olanların yaşam memnuniyetlerinin daha düşük olduğu sonucunu ortaya koymuşlardır.

2. VERİ VE METODOLOJİ

Çalışmada işsizliğin yaşam memnuniyeti ile ilişkisi Türkiye için sıralı logit model kullanılarak sınanmıştır. Bu bağlamda TÜİK Yaşam Memnuniyeti Araştırması 2023 yılı mikro verileri kullanılmıştır. Söz konusu araştırma 2023 yılı için 4659 haneden 9595 kişi ile yapılmış görüşmelere dayanmaktadır. Bu anket çalışması Türkiye Cumhuriyeti sınırları içerisinde yaşayan 18 yaş üzerindeki fertleri kapsar. Araştırma kapsamında yaşam memnuniyeti ihtiyaçların ve isteklerin karşılanmasından doğan tatmin duygusu olarak ifade edilip 0 (hiç memnun değil) ile 10 (çok memnun) arasında sıralı değerler ile kategorize edilmiştir. Ancak bu çalışmada ekonometrik kriterler göz önünde bulundurularak ilgili sıralı değerler 1 (hiç memnun değil) ile 5 (çok memnun) değer aralığına indirgenmiştir. Böylece çalışma yaşam memnuniyetini beş sıralı yanıtı sahip bir değişken olarak modeller. İlgili bağımlı değişken haneye ve bireye ilişkin bir dizi bağımsız değişken yardımıyla açıklanmaya çalışılmıştır. Söz konusu bağımsız değişkenlerden biri de çalışmanın araştırma sorusuna cevap vermeye haiz olan bireyin çalışma durumudur. Bu noktada çalışma durumu iki kategoriye indirgenerek istihdamdakiler ve işsizler olarak

düzenlenmiştir. Dolayısıyla veri seti çalışma durumu değişkenini baz alarak yalnızca istihdamdakiler ve işsizleri kapsayacak biçimde sınırlandırılmıştır. Bu sınırlandırma neticesinde çalışmaya dahil edilen örnek sayısı 4670 kişidir.

Kesikli tercih modelleri için, örtülü bir sürekli değişkenin (fayda) sansürlenmiş biçimi olarak kategorik özelliklere sahip bağımlı değişken temel alınarak açıklamalar yapılmıştır. Sıralı seçim modellerinde, sansürleme sürecinin temel bir yönü, sıralı kategorilerin birbirleriyle olan ilişkilerine göre sıralanmasıdır. Karar birimleri için kategoriler arasındaki seçim olasılığının incelenmesinde hata terimleri dağılım özelliği, model seçimi için yol göstericidir. Hataların standart dağılım gösterdiği varsayıma dayalı sıralı probit modelinin alternatifi hataların lojistik dağılım gösterdiği kabulüne dayalı sıralı logit modeldir. Bu çalışmada işsizlik durumunun bireylerin yaşam memnuniyet düzeyleri üzerine etkilerinin sınanmasında sıralı logit model tercih edilmiştir.

Sıralı logit model gözlenmeyen fayda endeksi temelinde açıklanır. Buna göre modelde bağımsız değişkenler tarafından açıklanmaya çalışılan ve bireylerin bağımlı değişkenin alternatif yanıtları arasında seçimini belirleyicisi olan gözlenmeyen bir fayda endeksi temel alınır. y^* , gözlenmeyen fayda endeksini temsil etmek üzere, endeks değeri için model aşağıdaki formdadır.

$$y^* = x'\beta + e \quad (1)$$

Burada x her bir gözlem için kesikli tercihin belirleyenleri olarak modele dahil edilen değişken vektörünü, β parametreler vektörünü ve e rassal hata terimini temsil eder. Buradaki açıklamadan anlaşılacağı üzere fayda endeksinin ölçülmesi mümkün değildir. Ancak sıralı kategoriler yardımıyla temsil edilebilir. μ 'ler gözlenen sıralı değişken y 'nin sıralı kategorileri için tahmin edilen y^* eşik değerleri olmak üzere gözlenen y değişkeni

$$\begin{aligned} y^* &\leq \mu_0, \quad y = 1 \\ \mu_0 &\leq y^* \leq \mu_1, \quad y = 2 \\ &\vdots \quad \quad \quad \vdots \\ \mu_{k-2} &\leq y^*, \quad y = k \end{aligned} \quad (2)$$

biçiminde tanımlanır. k , sıralı kategorik değişkenin en yüksek sırasındaki yanıtı temsil eder. Böylece sıralı her bir alternatif için olasılıklar;

$$\begin{aligned}
P(y=1) &= \Lambda(\mu_0 - x'\beta) \\
P(y=2) &= \Lambda(\mu_1 - x'\beta) - \Lambda(\mu_0 - x'\beta) \\
&\vdots \\
P(y=k) &= 1 - \Lambda(\mu_{k-2} - x'\beta)
\end{aligned} \tag{3}$$

biçiminde yazılabilir (Kutlu ve Özer, 2024; Çelik ve Oktay, 2019).

Orantılı olasılık modeli farklı kesme noktaları için logit denklemleri boyunca eşit eğim parametreleri varsayımına dayanır (Fullerton, 2009: 311-312). Paralel eğriler varsayımı olarak da adlandırılan bu varsayım göre eğim katsayısı β 'lar her bir kategori için eşit olmaktadır. Yani birikimli olasılık eğrilerinin yalnızca konumları gözlenemeyen y^* 'ın eşik değerlerine bağlı olarak değişir. Eğimleri ise sabit kalır. Sıralı logit modelde paralel eğriler varsayımı, regresyon katsayılarının bağımlı değişkenin sıralı kategorileri için aynı olduğu temel hipotezi ile sınanır. Temel hipotezin reddedildiği durumlarda ise ilgili varsayımı gevşeten genelleştirilmiş sıralı logit model kullanılır (Fullerton, 2009: 315). Eğim katsayılarının bağımlı değişkenin her bir alternatif sıralı kategorisi için farklılaştığı genelleştirilmiş sıralı logit model

$$P(y > j) = g(x'_i \beta_j) = \frac{e^{(\alpha_j + x'_i \beta_j)}}{1 + e^{(\alpha_j + x'_i \beta_j)}}, \quad j = 0, 1, 2, \dots, J-1 \tag{4}$$

biçiminde yazılır. Bağımlı değişkenin her bir kategorisinin tercih edilme olasılığı ise

$$\begin{aligned}
P(y=0|x_i) &= 1 - g(x'_i \beta_0) \\
P(y=1|x_i) &= g(x'_i \beta_0) - g(x'_i \beta_1) \\
P(y=j|x_i) &= g(x'_i \beta_{j-1}) - g(x'_i \beta_j) \\
P(y=J|x_i) &= g(x'_i \beta_{j-1})
\end{aligned} \tag{5}$$

biçiminde formüle edilebilir. Genelleştirilmiş sıralı logit bağımlı değişkenin her bir kategorisini diğer alternatiflerle karşılaştırır (Williams, 2006).

3. BULGULAR

Çalışmada işsizliğin bireylerin yaşam memnuniyetlerine etkisi ve işsiz ve istihdamdaki bireylerin yaşam memnuniyet düzeylerinin belirleyicileri

üç ayrı model yardımıyla sınanmıştır. Söz konusu sınamalarda beş sıralı kategoriye indirgenmiş yaşam memnuniyeti değişkeni, bireye ve aileye ilişkin bir dizi bağımsız değişken yardımıyla açıklanmaya çalışılmıştır. Çalışmaya dahil edilen ve üç modelden en az birinde kullanılan bağımsız değişkenler, değişkelere ilişkin kategoriler ve tanımlayıcı istatistikler Tablo 1’ de sunulmuştur. Model tahminlerinden önce değişkenler arasındaki çoklu doğrusal bağlantı sorununun var olup olmadığının tespiti amacıyla Varyans Şişkinlik Faktörü (Variance Inflation Factor, VIF) değerleri kontrol edilmiştir. VIF değerleri tahmin sonuçlarının sunulduğu her bir tabloda gösterilmiştir. VIF değerinin 10’dan büyük olması durumunda değişkenler arasında çoklu doğrusal bağlantı sorununun zararlı bir hal aldığı ifade edilmektedir (Kennedy, 2008: 199).

Tablo 1. Bağımsız Değişkenlere İlişkin Tanımlayıcı İstatistikler

Değişkenler		Frekans	Yüzde
Medeni durum	Hiç evlenmedi	1224	26,21
	Evli	3173	67,94
	Boşandı	232	4,97
	Eşi öldü	41	0,88
Cinsiyet	Erkek	3215	68,84
	Kadın	1455	31,16
Eğitim durumu	Öğrenim görmemiş	123	2,63
	İlkokul / ortaokul	1662	35,59
	Genel lise / teknik lise	1230	26,34
	Ön lisans	381	8,16
	Lisans	1077	23,06
	Yüksek lisans / doktora	197	4,22
Çalışma durumu	İşsiz	419	8,97
	Çalışan	4251	91,03
Maddi ve manevi yardım alınabilecek akraba/arkadaş/komşunun var olma durumu	Evet	4068	87,11
	Hayır	602	12,89
Bireyin kendi refah düzeyine ilişkin derecelendirmesi	Çok düşük	622	13,32
	Düşük	1114	23,85
	Orta	1935	41,43
	İyi	848	18,16
	Çok iyi	151	3,23
Son bir yıl içerisinde iş kaybı olma durumu	Evet	315	6,75
	Hayır	4355	93,25

İlkokul / ortaokul	-0,098	0,006	0,168	-0,030	0,094	0,007	-0,332	0,045	9,81
Genel lise / teknik lise	0,198	-0,011	0,309	-0,032	0,334	-0,019	-0,392	0,095 ^b	8,87
Ön lisans	0,604	-0,030	0,541 ^c	-0,043	0,463 ^c	-0,0147	-0,474	0,012 ^a	4,13
Lisans	0,445	-0,023	0,396	-0,031	0,619 ^a	-0,064	-0,475	0,157 ^a	8,42
Yüksek lisans / doktora	-0,108	0,006	0,016	-0,009	0,719 ^a	-0,137 ^a	-0,337	0,168 ^a	2,75
Çalışma durumu (ref: İşsiz)									
Çalışan	0,497 ^a	-0,030 ^b	0,292 ^b	-0,011	0,090	0,024	0,157	0,006	1,26
Bireyin kendi refah düzeyine ilişkin derecelendirmesi (ref: Çok düşük)									
Düşük	2,054 ^a	-0,253 ^a	0,779 ^a	0,069 ^a	0,223 ^a	0,147 ^a	0,223 ^c	0,030	2,14
Orta	2,835 ^a	-0,283 ^a	2,296 ^a	-0,145 ^a	0,929 ^a	0,252 ^a	0,929 ^a	0,147 ^a	2,46
İyi	3,948 ^a	-0,302 ^a	3,156 ^a	-0,189 ^a	2,237 ^a	-0,015	2,337 ^a	0,416 ^a	2,00
Çok iyi	2,968 ^a	-0,286	2,899 ^a	-0,190	2,804 ^a	-0,108 ^a	2,804 ^a	0,207 ^a	1,22
Son bir yıl içerisinde sağlık problemi yaşamış olma durumu (ref: Evet)									
Hayır	0,376 ^b	-0,022 ^c	0,459 ^a	-0,044 ^b	0,352 ^a	0,0008	0,065	0,061 ^a	1,03
Son bir yıl içerisinde iş kaybı olma durumu (ref: Evet)									
Hayır	-0,181	0,009	0,131	-0,027	0,469 ^a	-0,068 ^b	0,568 ^c	0,052 ^b	1,11
Hanenin toplam aylık net geliri (ref: 0-8500)									
8501-12500	0,022	-0,001	0,091	-0,012	0,202	-0,022	0,317	0,016	3,05
12501-17500	0,288	-0,018	0,309 ^c	-0,027	0,198	0,010	0,158	0,026	2,93
17501-25500	0,454 ^c	-0,027 ^c	0,553 ^a	-0,051 ^b	0,616 ^a	-0,038	0,558 ^b	0,078 ^a	4,09
25501 ve üzeri	0,610 ^a	-0,034 ^b	0,516 ^a	-0,039 ^c	0,469 ^a	-0,014	0,287 ^a	0,069 ^b	5,52
Sabit	-0,733		-2,250 ^a		-3,299 ^a		-3,299 ^a		

Not: a, b ve c sırasıyla %1, %5 ve %10 önem düzeyinde istatistiksel anlamlılığı temsil eder.

Genelleştirilmiş sıralı logit modelde bağımsız değişkenlere ilişkin katsayı değerlerinin büyüklüklerine göre yorum yapmak zordur. Katsayıların yorumu işaretlerine göre yapılmaktadır. Buna göre pozitif katsayı açıklayıcı değişkenin değerindeki artışın veya değişimin bağımlı değişkenin daha yüksek kategorilerinde yer alma olasılığını artırdığı anlamına gelmektedir. Negatif işaretli katsayılar ise daha yüksek kategorilerde olma olasılığını azaltmaktadır (Williams ve Quiroz, 2019). Yaşam memnuniyeti ile işsizlik ilişkisinin

Hayır	-0,562	-0,008	0,576	-0,006	0,312	0,004	-0,801	0,007	0,060	1,06	1,12
Son bir yıl içerisinde iş kaybı olma durumu (ref: Evet)											
Hayır	-0,427	-0,012	0,334	-0,009	0,350	0,007	-0,305	0,010	0,088	1,093	1,11
Hanenin toplam aylık net geliri (ref: 0-8500)											
8501-12500	0,258	-0,023	0,351	-0,008	0,155	0,016	-0,332	0,012	0,129	1,137	1,52
12501-17500	0,619	-0,059 ^b	0,703 ^c	-0,059	1,041 ^b	0,066 ^b	1,307	0,073 ^b	0,656 ^a	1,928 ^b	1,49
17501-25500	0,306	-0,131 ^a	0,830 ^b	-0,089	1,188 ^a	0,077 ^a	3,023 ^a	0,108 ^a	0,913 ^a	2,491 ^a	1,58
25501 ve üzeri	0,951 ^c	-0,175 ^a	1,557 ^a	-0,147	1,428 ^a	0,065 ^b	4,195 ^a	0,184 ^a	1,421 ^a	4,141 ^a	1,60
Oturulan konutun mülkiyet durumu (ref: Ev sahibi)											
Kiracı	-0,657 ^b	0,054 ^c	-0,463 ^c	0,039 ^b	-0,334	-0,032 ^c	0,105	-0,046 ^b	-3,382 ^b	0,682 ^b	1,07
Sabit	0,934		-2,966 ^a		-3,859 ^a		-3,589		--		
μ_1	--		--		--		--		0,513		
μ_2	--		--		--		--		1,823		
μ_3	--		--		--		--		3,473		
μ_4	--		--		--		--		5,254		

Not: a, b ve c sırasıyla %1, %5 ve %10 önem düzeyinde istatistiksel anlamlılığı temsil eder.

Tablo 3 örnekleme oluşturan işsiz bireylerin yaşam memnuniyet düzeylerinin belirleyenleri için tahmin edilmiş genelleştirilmiş sıralı logit ve sıralı logit model sonuçlarını sunar. Brant testi bulguları ve bilgi kriterlerine göre yapılan değerlendirme ile işsiz bireyler örnekleminde yaşam memnuniyetinin belirleyenleri için sıralı logit model sonuçları kullanılmıştır. Elde edilen bulgulara göre evli olan işsiz bireylerin daha yüksek bir yaşam memnuniyeti düzeyine sahip olma olasılığı hiç evlenmemiş olan işsiz bireylere göre daha yüksektir. Aynı şekilde bireyin kadın olması erkek referans grubuna kıyasla bireyin daha yüksek yaşam memnuniyeti düzeyine katkıda bulunur. Eğitim durum değişkeninin işsiz bireylerin yaşam memnuniyetlerine etki ettiğine dair istatistiksel olarak anlamlı bir sonuç elde edilememiştir. İşsiz bireylerin yaşam memnuniyet düzeylerine bireylerin kendi refah düzeylerine ilişkin değerlendirmelerinin etkisi değişkenin tüm kategorileri için anlamlı bulunmuştur. Ancak dikkat edilmesi gereken nokta işsiz bireyler örnekleminde yapılan sınamada refah düzeyinin dört kategorisinin olduğudur. Buna göre bireyin refah kendi refah algısına ilişkin değerlendirmesi arttıkça daha yüksek bir yaşam memnuniyet düzeyi bildirme olasılığı yükselmektedir. Bireyin son bir yıl içerisinde işini kaybetmiş olması ve bireyin son bir yıl içerisinde sağlık problemi yaşamış olma durumunun yaşam memnuniyeti üzerine istatistiksel olarak anlamlı bir etkisi raporlanmamıştır. Hanenin toplam aylık

gelirinin işsiz bireylerin memnuniyet düzeyine etkisi ise beş kategorili gelir değişkeninin en yüksek gelir düzeyini temsil eden üç kategori için anlamlı bulunmuştur. Buna göre hane gelir düzeyi arttıkça işsiz bireyin daha yüksek bir yaşam memnuniyeti bildirme olasılığı artmaktadır. İşsiz bireylerin yaşam memnuniyetlerine etkisi anlamlı bulunmuş bir diğer değişken oturlan konutun mülkiyet durumudur. Buna göre kiralık konutta yaşamını sürdüren bireylerin ev sahibi olanlara göre daha yüksek bir yaşam memnuniyeti seviyesine sahip olma olasılığı daha düşüktür.

Tablo 4. Yaşam Memnuniyetinin Belirleyenleri (İstihdamdakiler)

Değişkenler	Genelleştirilmiş Sıralı Logit Model								VIF
	Yaşam memnuniyeti								
	1		2		3		4		
	Katsayı	dy/dx	Katsayı	dy/dx	Katsayı	dy/dx	Katsayı	dy/dx	
Yaş	0,004	-0,0002	0,072	-0,0007	-0,008	0,0025 ^a	-0,007	-0,0021 ^a	1,59
Medeni durum (ref: Hiç evlenmedi)									
Evli	0,355 ^c	-0,181 ^c	0,410 ^a	-0,036 ^b	0,603 ^a	-0,059 ^a	0,311 ^c	0,091 ^a	1,67
Boşandı	-0,157	0,009	-0,340 ^c	0,042	0,123	-0,073 ^c	-0,171	0,032	1,32
Eşi öldü	-0,070	0,004	-0,578	0,086	0,845 ^a	-0,253 ^a	0,382	0,135 ^c	1,11
Cinsiyet (ref: Erkek)									
Kadın	0,215	-0,010	0,113	-0,004	0,232 ^a	-0,030 ^c	0,397	0,014	1,10
Eğitim durumu (ref: Öğrenim görmemiş)									
İlkokul / ortaokul	-0,001	0,001	0,172	-0,024	0,053	0,014	-0,323	0,037	10,01
Genel lise / teknik lise	0,326	-0,017	0,349	-0,030	0,327	-0,014	-0,384	0,095 ^b	9,16
Ön lisans	0,502	-0,025	0,502 ^c	-0,042	0,433	-0,016	-0,522	0,125 ^a	4,19
Lisans	0,741 ^c	-0,034	0,559 ^b	-0,039	0,575 ^b	-0,038	-0,438	0,148	8,73
Yüksek lisans / doktora	0,116	-0,006	0,073	-0,004	0,704 ^b	-0,128 ^b	-0,249	0,160 ^a	2,90
Bireyin kendi refah düzeyine ilişkin derecelendirmesi (ref: Çok düşük)									
Düşük	2,013 ^a	-0,222 ^a	0,683 ^a	0,068 ^a	0,127	0,138 ^a	0,099	0,016	2,21
Orta	2,738 ^a	-0,254 ^a	2,250 ^a	-0,152 ^a	0,830 ^a	0,244 ^a	0,515 ^b	0,134 ^a	2,58
İyi	4,281 ^a	-0,275 ^a	3,155 ^a	-0,192 ^a	2,336 ^a	-0,036	1,214 ^a	0,413 ^a	2,09
Çok iyi	2,839 ^a	-0,256 ^a	2,977 ^a	-0,202 ^a	2,757 ^a	-0,119 ^a	2,855 ^a	0,197 ^a	1,24
Son bir yıl içerisinde sağlık problemi yaşamış olma durumu (ref: Evet)									
Hayır	0,453 ^b	-0,024 ^b	0,455 ^a	-0,038 ^b	0,351 ^a	-0,002	0,104	0,058 ^b	1,03

Son bir yıl içerisinde iş kaybı olma durumu (ref: Evet)									
Hayır	0,222	-0,011	0,085	0,003	0,379 ^b	-0,060 ^c	0,508	0,039	1,04
Hanenin toplam aylık net geliri (ref: 0-8500)									
8501-12500	0,310	-0,019	0,251	-0,018	0,279	-0,013	0,716 ^b	0,007 ^b	3,83
12501-17500	0,525 ^c	-0,031	0,464 ^b	-0,036	0,198	0,031	0,492	0,008	3,73
17501-25500	0,627 ^b	-0,036 ^b	0,708 ^a	-0,062 ^b	0,684 ^a	-0,031	0,888 ^b	0,073 ^b	5,41
25501 ve üzeri	0,737 ^a	-0,041 ^b	0,601 ^a	-0,044 ^c	0,548 ^a	-0,017	0,611 ^c	0,067 ^b	7,24
Oturulan konutun mülkiyet durumu (ref: Ev sahibi)									
Kiracı	-0,446 ^a	0,022 ^a	-0,236 ^a	0,008	-0,263 ^a	0,019	-0,402 ^a	-0,022	1,06
Lojman	-0,475	0,024	-0,461	0,039	-0,351	0,003	-1,022	-0,009	1,02
Sabit	-0,871 ^c		-1,932 ^a		-2,931 ^a		-4,471 ^a		

Not: a, b ve c sırasıyla %1, %5 ve %10 önem düzeyinde istatistiksel anlamlılığı temsil eder.

Tablo 4, istihdamdaki bireylerin yaşam memnuniyetleri üzerine etki eden faktörlere ilişkin tahmin edilmiş genelleştirilmiş sıralı logit bulgularını sunar. Tahmin sonuçları, evli olma durumunun, refah düzeyi algısının, son bir yıl içerisinde sağlık problemi yaşamış olma durumunun, aylık hane gelirinin ve oturulan konutta kiracılık durumunun çalışan bireyin yaşam memnuniyeti düzeyine etkilerinin istatistiksel olarak anlamlı olduğunu ortaya koyar. Marjinal etki ve katsayı işaretlerine göre yaş arttıkça bireyin yaşam memnuniyeti düzeyin üçüncü ve dördüncü kategorilerde olma olasılığı azalmaktadır. Evli bireylerin hiç evlenmemiş bireylere göre en düşük memnuniyet düzeyine sahip olma olasılıkları %18 daha azdır. Evli bireylerin dördüncü kategori ile temsil edilen yaşam memnuniyet düzeyini ifade etmiş olma olasılıkları ise hiç evlenmemiş bireylere göre %9,1 daha fazladır. Böylece çalışan evli bireylerin hiç evlenmemiş olanlara göre daha yüksek memnuniyet düzeyine sahip olduğu ifade edilir. Kadınların erkeklere göre yaşam memnuniyetinin ilk kategorisinde olma olasılığı %1 daha düşüktür. İstihdamdaki bireylerde daha yüksek eğitim düzeyinin yaşam memnuniyetine katkıda bulunduğu gözlenmiştir. Buna göre yüksek lisans/ doktora mezuniyet durumundaki bireyin öğrenim görmemiş bireye göre dördüncü memnuniyet kategorisinde olma olasılığı %16 daha fazladır. Bu olasılık değeri lisans seviyesindeki bireyler için %14, ön lisans seviyesindeki bireyler için %12 ve lise düzeyindeki bireyler için %9,5'tir. Bireyin kendi refah düzeyi bildirimi çok iyi kategorisinde olanların çok düşük bildirimi

yapanlara göre birinci memnuniyet kategorisinde olma olasılıkları %25 daha azdır. Aynı şekilde iyi ve çok iyi refah bildirimi yapan bireylerin dördüncü memnuniyet kategorisinde olma olasılıkları referans kategoriye göre sırasıyla %41 ve %19 daha fazladır. Son bir yıl içerisinde sağlık problemi yaşamamış bireylerin sağlık problemi yaşayanlara göre ilk memnuniyet kategorisinde olma olasılığı %2,4 daha azdır. Oturdıkları evde kiracı olduklarını belirten bireylerin ev sahibi olanlar göre en düşük memnuniyet kategorisinde olma olasılığı %2,2 daha fazla ve dördüncü memnuniyet kategorisinde olma olasılıkları ise %2 daha fazladır. Hanenin aylık geliri, çalışan bireyler için de yaşam memnuniyetinin temel belirleyenlerinden biri olarak tespit edilmiştir. En yüksek hane geliri kategorisini bildiren bireylerin en düşük memnuniyet düzeyinde olma olasılıkları referans kategoriye göre %4,1 daha azken, dördüncü kategoride olma olasılıkları %6,7 daha fazladır. Bireylerin kiralık konutta oturuyor olma durumlarına ilişkin katsayı ve marjinal etkilerden bazıları istatistiksel olarak anlamlı bulunmuştur. Buna göre kirada oturan çalışanların kendi evlerinde ikamet edenlere göre en düşük yaşam memnuniyeti düzeyini bildirme olasılıkları %2 daha fazladır.

SONUÇ

Ekonomi politikalarının amacı toplumun ve özelde birey refahını iyileştirmektir. Ancak refahın ölçülmesi ve sayısallaştırılması görece zordur. Birçok farklı iktisadi değişkenle temsil edilebilen refahın önemli göstergelerinden biri de yaşam memnuniyetidir. Yaşam memnuniyeti ise bireylerin kendi yaşamlarına ilişkin öznel değerlendirmeleridir. Buna bağlı olarak birey yaşam memnuniyeti düzeyi yine aynı bireye ilişkin kişisel ve sosyo-ekonomik faktörlerle açıklanmaya çalışılır. Yaş, cinsiyet, eğitim durumu, medeni durum, gelir gibi değişkenler literatürde yaşam memnuniyetini açıklamak için sıkça kullanılmıştır. Yaşam memnuniyetine etkisi literatürde sıkça doğrulanan ve teorik olarak yaşam memnuniyetine doğrudan ve dolaylı etkileri beklenen bir diğer değişken bireyin çalışma veya işsiz olma durumudur. İşsizliğin yaşam memnuniyeti üzerine etkisi ise bireyler bazında heterojenlik gösterir. Bu çalışmada Türkiye’de bireylerin işsiz olma durumlarının belirttikleri yaşam memnuniyeti düzeylerine etkileri, işsiz bireylerin yaşam memnuniyetine etki eden faktörler araştırılmıştır. Ayrıca istihdamdaki bireylerin yaşam memnuniyet düzeylerine etki eden faktörlerin sınındığı model sonuçları da raporlanmıştır. Çalışma, TÜİK tarafından yürütülmüş olan Yaşam Memnuniyeti Araştırması’nın 2023 yılı verilerini kullanmıştır.

Sıralı kategorilerden oluşan yaşam memnuniyetinin bağımlı değişken olduğu modellerde sıralı logit ve genelleştirilmiş sıralı logit kullanılmıştır.

Elde edilen marjinal etki bulgularına göre çalışan bireylerin en düşük yaşam memnuniyet düzeyini bildirme olasılıklarının işsiz bireylere göre daha az olduğu tespit edilmiştir. Böylece işsizliğin yaşam memnuniyeti üzerine etkisi Türkiye için doğrulanabilir. Buna ilaveten yaş, medeni durum, bireyin kendi refah düzeyine ilişkin derecelendirmesi, hanenin aylık geliri Türkiye’de bireylerin yaşam memnuniyetlerine etki eden diğer bazı faktörler olarak öne çıkar. Bireyin son bir yıl içerisinde işini kaybetmesi veya sağlık problemi yaşamış olma durumu ve eğitim durumu değişkenleri ise yalnızca bazı kategoriler için anlamlı sonuçlar sunmaktadır. İşsiz bireyler örneklemini için elde edilen model tahmin sonuçları; medeni durum, cinsiyet, bireyin kendi refahına ilişkin derecelendirmesi, hane geliri ve oturulan konutun mülkiyet durumu değişkenlerinin yaşam memnuniyetine etkisini doğrular. İstihdamdaki bireyler örnekleminde yapılan tahmin neticesinde elde edilmiş bulgular ise medeni durum, bireyin kendi refah düzeyi değerlendirmesi son bir yıl içerisinde yaşanmış sağlık problemi, hane geliri ve konutun mülkiyet durumu değişkenlerinin yaşam memnuniyeti üzerine etkisini ortaya koyar.

İşsiz bireyler örneklemini için elde edilen bulgular evli bireylerin daha yüksek memnuniyet kategorisi bildirme olasılığının evlenmemiş bireylere göre daha yüksek olduğunu gösterir. İşsiz kadınların, işsiz erkeklerle göre daha yüksek yaşam doyumuna sahip olma olasılığı tespit edilmiştir. Bu bulgu toplum norm etkisini doğrular ve cinsiyetlerin toplumsal rolleri ile açıklanabilir. Kadının ev hanımı, erkeklerin geçim sağlayıcı hane halkı tipleri, işsizliğin erkekler üzerindeki olumsuz yaşam doyumunu etkisine açıklama getirebilir. Eğitim durumunun işsiz bireylerin yaşam memnuniyetlerine etkisi için istatistiksel olarak anlamlı bulgular elde edilememiştir. Eğitimin Türkiye’de yaşam doyumunu sağlayacak bir rol üstlenmediği ifade edilebilir. Bireyin işini son bir yıl içerisinde kaybetmesi veya son bir yıl içerisinde sağlık problemi yaşamış olmasının yaşam memnuniyetine etkisi istatistiksel olarak anlamsızdır. Bu durum işsiz bireyler için sunulan sosyal güvenlik ve sağlık hizmetlerinin başarısına vurgu yapar. Gelir düzeyi ve bireyin refah algısı yaşam memnuniyeti üzerine pozitif etkileri tespit edilmiş değişkenlerdir. Hane geliri arttıkça işsiz bireyin daha yüksek bir memnuniyet kategorisi bildirme olasılığı artar. Bu bulgu işsizliğin ekonomik sonuçları vasıtasıyla yaşam memnuniyeti hakkında kanıtlar sunar. Dikkat çekici bir diğer bulgu ise kirada yaşayan bireylerin ev sahiplerine göre daha yüksek memnuniyet bildirme olasılıklarının daha az olduğudur. Bu durum işsizler için sunulan sosyal güvenlik ödemelerine konut ya da kira desteklerinin de dahil edilmesi gerekliliğini vurgular.

Kaynakça

- Akerlof, G. A. and Shiller, R. J. (2010). *Animal spirits: How human psychology drives the economy, and why it matters for global capitalism*. Princeton University Press.
- Blanchflower, D.G. and Oswald, A.J. (2004). Well-being over time in Britain and the USA. *Journal of Public Economics*, 88(7-8), 1359–1386.
- Bockerman, P. and Ilmakunnas, P. (2005). Elusive effects of unemployment on happiness. *Social Indicators Research*, 79, 159–169.
- Boyce, C.J., Wood, A.M. and Brown, G.D.A. (2010). The dark side of conscientiousness: conscientious people experience greater drops in life satisfaction following unemployment. *Journal of Research in Personality*, 44(4), 535–539.
- Carroll, N. (2005). Unemployment and psychological well-being. *The Australian National University Centre for Economic Policy Research*, Discussion Paper No: 492.
- Clark, A. E. and Oswald, A. J. (1994). Unhappiness and unemployment. *The Economic Journal*, 104(424), 648-659.
- Clark, A. E., Diener, E., Georgellis, Y. and Lucas, R. E. (2008). Lags and leads in life satisfaction: A test of the baseline hypothesis. *The Economic Journal*, 118(529), F222-F243.
- Colitoy, A. J., Hedreyda, J., Lubugan, J. E., Malbarosa, S. J. and Veloria, R. (2023). Impact of unemployment to well being and life satisfaction. *International Journal of Thesis Projects and Dissertations*, 11(4), 34-57.
- Çelik, A. K. and Oktay, E. (2019). Modelling households' fuel stacking behaviour for space heating in Turkey using ordered and unordered discrete choice approaches. *Energy and Buildings*, 204, 109466.
- Diener, E. (2000). Subjective well-being. The science of happiness and a proposal for a national index. *Am Psychol*. 55 (1), 34-43.
- Easterlin, R. A. (1974). Does economic growth improve the human lot? Some empirical evidence. In Nations and households in economic growth. *Academic Press*. 89-125.
- Ervasti, H. and Venetoklis, T. (2010). Unemployment and subjective well-being: An empirical test of deprivation theory, incentive paradigm and financial strain approach. *Acta Sociologica*, 53(2), 119–139.
- Farré, L., Fasani, F. and Mueller, H. (2018). Feeling useless: the effect of unemployment on mental health in the Great Recession. *IZA Journal of Labor Economics*, 7(8), 1-34.
- Frey, B. and Stutzer, A. (2002). What can economists learn from happiness research? *Journal of Economic Literature*, 40(2), 402-435.

- Fullerton, A. S. (2009). A conceptual framework for ordered logistic regression models. *Sociological Methods & Research*, 38(2), 306–347.
- Gedikli, Ç., Miraglia, M., Connolly, S., Bryan, M. and Watson, D. (2023). The relationship between unemployment and wellbeing: an updated meta-analysis of longitudinal evidence. *European Journal of Work and Organizational Psychology*, 32(1), 128-144.
- Goldsmith, A., Veum, J. and Darity Jr, W. (1996). The impact of labor force history on self esteem and its component parts, anxiety, alienation and depression. *Journal of Economic Psychology*, 17, 183-220.
- Graham, L. and De Lannoy, A. (2016). Youth unemployment: What can we do in the short run? Available at: [http://www.econ3x3.org/sites/default/files/articles/Graham%20&%20De%20Lannoy%202016%20Youth %20unemployment%20FINAL.pdf](http://www.econ3x3.org/sites/default/files/articles/Graham%20&%20De%20Lannoy%202016%20Youth%20unemployment%20FINAL.pdf).
- Hahn, E., Spech, J., Gottschling, J. and Spinath, F.M. (2015). Coping with unemployment: the impact of unemployment duration and personality on trajectories of life satisfaction. *European Journal of Personality*, 29(6), 635–646.
- Hatipoğlu, E. ve Tuncay, T. (2021). İşsizlerde yaşam doyumunu etkileyen faktörlerin incelenmesi: dünya değerler araştırması verisinden türkiye analizi. *Toplum ve Sosyal Hizmet*, 32(2), 567-587.
- Helliwell, J. F. and Huang, H. (2014). New measures of the costs of unemployment: Evidence from the subjective well being of 3.3 million Americans. *Economic Inquiry*, 52(4), 1485-1502.
- Howley, P. and Knight, S. (2021). Staying down with the joneses: differences in the psychological cost of unemployment across neighbourhoods work. *Employment and Society*, 36, 1097–1117.
- Jahoda, M. (1981). Work, employment, and unemployment: Values, theories, and approaches in social research. *American Psychologist*, 36, 184–191.
- Kennedy, P. (2008). *A Guide to Econometrics*. Massachusetts: Blackwell Publishing.
- Kiren Gürlü, Ö. (2021). Sıralı Regresyon Modelleri ve Stata Uygulamaları. Ş. Üçdoğru Birecikli & S. Şengül (Eds.), *Uygulamalı Mikro Ekonometri* (ss. 103-138). Ankara: Nobel Yayın Dağıtım.
- Korpi, T. (1997). Is utility related to employment status? Employment, unemployment, labor market policies and subjective well-being among Swedish youth. *Labour Economics* 4, 125–147.
- Kutlu, M. and Özer, H. (2024). The effect of economic and social inequalities on academic success in Türkiye: Evidence from the classical and Bayesian discrete choice models. *Prague Economic Papers*, 33(3), 336–356.

- Lelkes, O. (2006). Knowing what is good for you: Empirical analysis of personal preferences and the “objective good”. *The Journal of Socio-Economics*, 35(2), 285-307.
- Longhi, S., Nandi, A., Bryan, M., Connolly, S. and Gedikli, Ç. (2024). Life satisfaction and unemployment-The role of gender attitudes and work identity. *Scottish Journal of Political Economy*, 71, 219-236.
- McKee-Ryan, F., Song, Z., Wanberg, C. R. and Kinicki, A. J. (2005). Psychological and physical well-being during unemployment: A meta-analytic study. *The Journal of Applied Psychology*, 90(1), 53– 76.
- Milner, A., Krnjacki, L., Butterworth, P. and LaMontagne, A.D. (2016). The role of social support in protecting mental health when employed and unemployed: a longitudinal fixed-effects analysis using 12 annual waves of the HILDA cohort. *Social Science and Medicine*, 153, 20–26.
- Namazie, C. and Sanfey, P. (2001). Happiness and transition: the case of Kyrgyzstan. *Review of Development Economics*, 5(3), 392–405.
- Oesch, D. and Lipps, O. (2012). Does unemployment hurt less if there is more of it around? A panel analysis of life satisfaction in Germany and Switzerland. *European Sociological Review*, 29(5), 955-967.
- Paul, K. I. (2005). The negative mental health effect of unemployment: Meta-analyses of cross sectional and longitudinal data. Wirtschafts- und Sozialwissenschaftliche Fakultät, Friedrich Alexander-Universität Erlangen-Nürnberg.
- Peterson C., Park N. and Seligman M.E.P. (2005). Orientations to happiness and life satisfaction: the full life versus the empty life. *Journal of Happiness Studies*, 6, 25-41.
- Powdthavee, N. (2007) Are there geographical variations in the psychological cost of unemployment in South Africa? *Social Indicators Research*, 80(3), 629–652.
- Strandh, M., Hammarström, A., Nilsson, K., Nordenmark, M. and Russel, H. (2013). Unemployment, gender and mental health: the role of the gender regime. *Sociology of Health and Illness*, 35(5), 649–665.
- Stutzer, A. and Lalive, R. (2004). The role of social work norms in job searching and subjective well-being. *Journal of the European Economic Association*, 2(4), 696-719.
- Susanlı, Z. B. (2017). Life satisfaction and unemployment in Turkey: evidence from Life Satisfaction Surveys 2004–2013. *Qual Quant*, 52, 479–499.
- Türkiye İstatistik Kurumu (2024). Gelir ve Yaşam Koşulları Araştırması Mikro Veri Seti (Kesit), 2023, Ankara: TÜİK Yayınları.
- Urbanos-Garrido, R.M. and Lopez-Valcarcel, B.G. (2015). The influence of the economic crisis on the association between unemployment and health:

an empirical analysis for Spain. *European Journal of Health Economics*, 16(2), 175–184.

Ünsal, E. (2013). *Makro iktisat*. İmaj Yayınevi: Ankara.

Williams, R. (2006). Generalized ordered logit/partial proportional odds models for ordinal dependent variables. *The Stata Journal*, 6(1), 58-82.

Winkelmann, L. and Winkelmann, R. (1998). Why are the unemployed so unhappy? Evidence from panel data. *Economica*, 65(257), 1-15.

Winkelmann, R. (2009). Unemployment, social capital, and subjective well-being. *Journal of Happiness Studies*, 10(4), 421 430.

Yılmaz, T., Fidan, F. ve Karataş, V. (2004). İşsizliğin sosyo-psikolojik sonuçları: sosyo-demografik özelliklere göre bireylerin tutumları bir alan araştırması. *Sosyal Siyaset Konferansları Dergisi*, 48, 163-187.

Döviz Kurlarında Uzun Hafızanın Analizi: Türkiye Örneği

Emre Ürkmez¹

Özet

Bu çalışmada, Türkiye’de dolar kuru ve euro kuru paritelerinde uzun hafızanın varlığı ARFIMA modelleri kullanılarak analiz edilmiştir. Çalışma, 2010-2024 yıllarını kapsayan haftalık veriler temelinde gerçekleştirilmiştir. Ampirik bulgular, dolar kuru ve euro kuru serilerinin uzun hafızaya sahip olduğunu, ancak bu hafızanın nispeten düşük bir kuvvete sahip olduğunu göstermektedir. Bu durum, döviz kuru serilerinde geçmiş şokların etkisinin zamanla zayıfladığını ve kaybolduğunu ortaya koymaktadır. Ayrıca, döviz kuru piyasalarının Türkiye’de istikrarlı bir yapıya sahip olmadığı ve dolayısıyla yatırımcılara arbitraj fırsatları sunduğu tespit edilmiştir. Döviz kurlarının haftalık getirilerinde uzun hafızanın varlığı, piyasanın etkin piyasa hipotezi (EPH) ile uyumlu olmadığını göstermektedir. Bu sonuçlar, özellikle uzun vadeli varlık yatırımlarıyla ilgilenen yatırımcılar açısından önemli olup, döviz piyasalarının dinamikleri hakkında politika yapıcılar ve piyasa aktörleri için de yol gösterici niteliktedir.

1. GİRİŞ

Finansal piyasaların etkinliği, yatırımcı davranışlarını doğru analiz edebilmek ve ekonomik kararların sağlam temellere dayanmasını sağlamak açısından kritik öneme sahiptir. Etkin çalışan finansal piyasalar, kaynakların daha verimli dağıtılmasını sağlayarak ekonomik büyümeye katkı sağlar. Ayrıca, yatırımcıların rasyonel kararlar alabilmeleri için bilgiye hızlı ve şeffaf bir şekilde ulaşabilmeleri gerekmektedir (Fama, 1970; Shiller, 2003). Bu bağlamda, döviz kuru piyasalarının dinamiklerini anlamaya yönelik analizler hem akademik çalışmalar hem de politika yapıcılar için kritik bir öneme sahiptir (Rossi, 2013). Döviz kurlarındaki ani değişimler

1 Dr. Öğr. Üyesi, Recep Tayyip Erdoğan Üniversitesi, İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi, İktisat Bölümü, emre.urkmez@erdogan.edu.tr, ORCID ID: 0000-0002-2171-5027

ithalat, ihracat, enflasyon ve faiz oranları gibi birçok makroekonomik değişkeni doğrudan etkileyebilmektedir. Aynı zamanda, para politikalarının etkinliğini değerlendirmek için de döviz piyasalarındaki hareketlerin dikkate izlenmesi gerekmektedir. Döviz kurları, makroekonomik göstergelere ve küresel ekonomik dalgalanmalara yüksek duyarlılığa sahip oldukları için, istikrarsızlık ve dalgalanma eğilimleri sergileyebilir (Obstfeld & Rogoff, 1995; Dornbusch, 1976). Bu nedenle, döviz piyasalarının doğası gereği öngörülemez yapıları hem yatırımcılar hem de karar vericiler açısından risk unsuru taşımaktadır. Ayrıca, ekonomik aktörlerin döviz kurundaki oynaklıklara karşı tedbir alabilmeleri için bu piyasaların davranış biçimlerinin derinlemesine anlaşılması önemlidir.

Zaman serilerinin özelliklerini anlamada kullanılan modeller, iktisadi değişkenlerin uzun dönemli davranışları hakkında fikir vermektedir. Bu modeller sayesinde, özellikle finansal verilerin zaman içindeki eğilimleri, dalgalanmaları ve olası yapısal kırılmaları analiz edilebilmekte, böylece geleceğe yönelik daha sağlıklı öngörüler yapılabilmektedir. Ayrıca, bu analizler ekonomik politika geliştirme süreçlerinde de önemli bir rol oynamaktadır. Özellikle, döviz kuru serilerinde uzun hafızanın varlığı, geçmişte yaşanan şokların etkisinin zaman içinde tamamen kaybolmadığını ve gelecekteki değerleri etkileyebildiğini ortaya koymaktadır (Granger & Joyeux, 1980; Hosking, 1984). Bu durum, finansal serilerin sadece kısa dönemli dalgalanmalardan değil, uzun dönemli kalıcı etkilerden de etkilendiğini göstermektedir. Bu bağlamda, yatırımcıların ve ekonomi politikası yapımcılarının strateji oluştururken sadece güncel gelişmeleri değil, aynı zamanda geçmiş dönemlerde yaşanan olayların etkilerini de dikkate almaları gerekmektedir. Bu durum, etkin piyasa hipotezi (EPH) ile çelişen bir yapıya işaret eder. EPH'ne göre fiyatlar geçmiş bilgiler ışığında tam olarak yansıtılmakta ve gelecekteki fiyat değişimleri rastgele gerçekleşmektedir (Fama, 1970). Ancak uzun hafıza özelliği, fiyatların geçmiş değerlerden tamamen bağımsız hareket etmediğini ve belirli bir yapısal düzene sahip olabileceğini ortaya koyar. Bu durum EPH'nin temel varsayımlarını sorgulayan bir yaklaşım sunmaktadır (Lo, 1991; Baillie, 1996; Barkoulas vd., 2000).

Uzun hafıza özelliği taşıyan finansal seriler, yatırımcıların rasyonel olmayan davranışlarının veya piyasaların yapısal eksikliklerinin bir göstergesi olabilir (Lo, 1991). Bu tür seriler, geçmiş olayların ve şokların etkilerinin uzun süreli olarak fiyatlamalarda kalıcı olabileceğini göstererek, piyasa mekanizmalarının her zaman tam etkin işlemediğini ortaya koyabilir. Bu durum, davranışsal finans kuramlarının öne sürdüğü psikolojik ve bilişsel önyargıların yatırım kararları üzerindeki etkisini de desteklemektedir. Bu

kapsamda, Otoregresif Kesirli Bütünleşik Hareketli Ortalama (ARFIMA) modelleri, zaman serilerindeki kesirli fark alma sürecini inceleyerek uzun hafıza dinamiklerini analiz etmek için yaygın olarak kullanılmaktadır (Baillie, 1996). Bu modeller, zaman serilerinde geleneksel bütünleşme derecelerinin ötesine geçerek, serilerin istatistiksel özelliklerini daha gerçekçi biçimde yansıtmaktadır. ARFIMA modelleri, geleneksel Otoregresif Bütünleşik Hareketli Ortalama (ARIMA) modellerine kıyasla daha esnek bir yapı sunmakta ve finansal serilerdeki kalıcı etkilerin analiz edilmesinde daha isabetli sonuçlar vermektedir (Beran, 1994; Tsay, 2005). Özellikle finansal piyasalar gibi karmaşık ve belirsizliklerle dolu piyasalarda, zaman serilerinde uzun dönemli bağımlılıkların varlığı önemli bir analiz unsurudur. Bu bağlamda, ARFIMA modelleri söz konusu bağımlılıkları istatistiksel olarak tespit etme yetkinliği sayesinde hem akademik araştırmalarda hem de uygulamalı çalışmalarda öngörü performansını artırıcı bir araç olarak öne çıkmaktadır (Bhardwaj & Swanson, 2006).

Türkiye ekonomisi, özellikle döviz kuru dalgalanmaları açısından incelendiğinde hem dışsal şoklara hem de iç politik ve ekonomik belirsizliklere oldukça duyarlı bir yapı sergilemektedir (Aydın vd., 2020; Yıldırım, 2020). Döviz kurlarındaki dalgalanmalar, küresel piyasalardaki gelişmelere karşı Türkiye ekonomisinin kırılganlığını artırmakta ve ani kur değişimlerine zemin hazırlamaktadır. Örneğin dış ticaret dengesizlikleri, sermaye hareketlerindeki dalgalanmalar veya siyasi gelişmeler gibi faktörler, döviz kurunun seyrini doğrudan etkileyebilmektedir. Bu durum hem reel sektör hem de finansal yatırımcıları belirsizlikle karşı karşıya bırakmaktadır. Döviz kurlarındaki bu oynak yapı, yatırımcıların gelecekteki kur hareketlerini tahmin etme isteklerini artırmakta ve bu doğrultuda uzun hafıza analizi önemli bir yöntem olarak öne çıkmaktadır (Sarkandiz & Ghayekhloo, 2024). Özellikle karar alma süreçlerinde belirsizliği minimize etmeyi hedefleyen yatırımcılar, kur serilerindeki kalıcı etkileri ve geçmişteki eğilimleri dikkate alarak pozisyon alma eğilimindedir. Türkiye özelinde yapılan bazı çalışmalar, döviz kurlarının istatistiki özellikleri bakımından uzun hafıza özellikleri sergilediğini ve bu durumun yatırımcı davranışları açısından çeşitli sonuçlara yol açabileceğini ortaya koymuştur (Alptekin, 2006; Karaömer, 2023). Bu tür bulgular, piyasadaki bilgi asimetrisi, beklentilerin yönlendirilmesi ve spekülasyon hareketlerinin etkisini açıklamada önemli ipuçları sunmakta; aynı zamanda ekonomik istikrarı hedefleyen politika yapımcılar için de yol gösterici olabilmektedir.

Bu çalışmada, Türkiye’de 2010-2024 dönemine ait haftalık dolar ve euro kuru serileri kullanılarak uzun hafızanın varlığı ARFIMA modelleri tahmin edilerek incelenmiştir. Bu dönem hem küresel ekonomik dalgalanmaların

hem de Türkiye'ye özgü politik ve ekonomik gelişmelerin yoğun olarak yaşandığı bir süreci kapsamaktadır. Bu çalışmanın amacı, döviz piyasalarının uzun hafıza özellikleri taşıyıp taşımadığını ampirik olarak incelemek ve bu doğrultuda EPH'nin geçerliliğini test ederek literatüre katkı sağlamaktır.

Finansal piyasalarda zaman serilerinin analiz edilmesi, özellikle döviz kuru hareketlerinin anlaşılması açısından büyük önem arz etmektedir. Döviz kurlarının uzun hafıza özellikleri taşıyıp taşımadığı hem EPH'nin sınanması hem de yatırım stratejilerinin belirlenmesi açısından sıkça tartışılan bir konudur. Uzun hafıza, bir seride geçmiş şokların etkisinin zamanla yavaşça azaldığını ve gelecekteki değerler üzerinde kalıcı bir etki oluşturabildiğini ifade eder. Bu kavram, geleneksel EPH (Fama, 1970) ile çelişmekte ve piyasa fiyatlarının geçmiş bilgilerle tam anlamıyla şekillendiği varsayımına alternatif bir bakış açısı sunmaktadır. Bu bölümde döviz kuru fiyatlarında uzun hafızanın varlığını inceleyen çalışmalara yer verilmiştir.

Granger & Joyeux (1980) ile Hosking (1984), uzun hafıza kavramını istatistiksel olarak tanımlayan öncü çalışmalardır. Lo (1991), finansal serilerde uzun hafıza özelliğinin varlığının davranışsal finans teorileriyle açıklanabileceğini ve yatırımcıların geçmiş bilgilere irrasyonel biçimde tepki verebileceğini ileri sürmüştür. Cheung (1993) ve Cheung & Lai (1995) çalışmalarında nominal döviz kurlarının zaman serisi analizlerinde uzun hafıza izlerine rastlamışlar ve bu durumun piyasaların tam etkin olmadığına işaret ettiğini belirtmişlerdir. Benzer biçimde Baillie vd., (1996), döviz piyasalarında ARFIMA modelleri kullanarak kur serilerinde uzun hafıza davranışı gözlemlemişlerdir. Booth vd., (1997) döviz kurları ile ilgili çalışmalarında bu özelliği doğrulamıştır. Caporale & Gil-Alana (2004), DM/USD ve YEN/USD reel döviz kurlarını kesirli eşbütünleşme yöntemiyle incelemiş ve serilerin uzun hafıza özellikleri taşıdığını bulmuştur. Döviz kurlarının dengeye yavaş döndüğü, şokların kalıcı etkiler yarattığını elde etmişlerdir. Ayrıca, döviz kuru hareketlerinin yalnızca para politikasıyla değil, reel faiz farkları ve emek verimliliği gibi faktörlerle birlikte değerlendirildiğinde daha iyi açıklandığı belirtmişlerdir. Cotter (2005) çalışmasında, İngiltere'deki yüksek frekanslı vadeli piyasalarındaki oynaklığın uzun hafıza özelliklerini incelemiştir. Hisse senedi, faiz oranı ve bono vadeliileri arasında en güçlü uzun hafıza etkisi bono vadeli sözleşmelerinde görülmüştür. Bu etki, özellikle mutlak getirilerde daha belirgin şekilde ortaya çıkmıştır. APARCH modelleri uygulanmasına rağmen uzun hafıza özelliği ortadan kalkmamış, oynaklıktaki kalıcılık korunmuştur. Han (2011), Kore Wonu'nun (KRW/USD ve KRW/JPY) nominal döviz kuru serilerinde yapısal kırılmalar ve uzun hafıza etkileri incelenmiş, kırılmalar dikkate alındığında uzun hafıza özelliklerinin zayıfladığı ve kriz dönemlerinin bu yapılar üzerinde önemli

etkileri olduğu tespit etmiştir. Barkoulas vd., (2016), Euro döneminde döviz kurlarının uzun hafıza özelliklerini ve eşbütünleşik ilişkilerini ampirik olarak incelemişlerdir. Çalışmada sekiz büyük döviz kuru serisi kullanılarak hem tam hem de kesirli eşbütünleşik testleri uygulamışlardır. Bulgular, Euro sonrası dönemde döviz kurları arasında güçlü ve istikrarlı eşbütünleşik ilişkilerinin bulunduğunu göstermişlerdir. Ayrıca, bu kurlar arasındaki sapmaların uzun hafıza özellikleri taşıdığı ve şokların piyasada kalıcı etkiler bıraktığı tespit edilmiştir. Uzun hafıza derecesinin Euro döneminde azalmış olması ise, merkez bankaları arasındaki politika koordinasyonunun arttığına ve döviz piyasalarının daha bütünleşmiş hale geldiğine işaret ettiğini ifade etmişlerdir.

Türkiye ekonomisi bağlamında da döviz kurları üzerinde uzun hafıza olup olmadığını inceleyen çeşitli çalışmalar yapılmıştır. Sarı & Soyaş (2006), döviz kuru ve enerji fiyatları arasındaki ilişkiyi uzun hafıza perspektifinden ele almış ve finansal şokların uzun dönemli etkilerine dikkat çekmiştir. Kutlu & Yurttağüler (2015), Türkiye’de döviz kurunun dışsal şoklara karşı yüksek hassasiyet taşıdığını ve bu bağlamda piyasada istikrarsızlıkların sıkça yaşandığını ifade etmişlerdir. Özdemir vd., (2018), reel döviz kuru serilerinde uzun hafıza özelliğinin varlığını tespit etmiş ve bu yapının Türkiye gibi gelişmekte olan ekonomilerde piyasa etkinliği üzerinde belirleyici bir etkisi olabileceğini ifade etmişlerdir.

Literatürdeki çalışmalar incelendiğinde bu çalışmanın literatüre katkısı, 2010–2024 dönemine ait haftalık frekansta dolar ve euro kuru serilerinin ayrı ayrı analiz edilmesi ve uzun hafıza yapısının ARFIMA modeliyle test edilmesidir. Literatürdeki birçok çalışma ya daha kısa dönemlere odaklanmış ya da yalnızca bir para birimini analiz etmiştir. Bu çalışmanın farkı, hem geniş tarihsel kapsama sahip olması hem de çift para birimi karşılaştırmasıyla döviz piyasalarının yapısal özelliklerini daha kapsamlı biçimde ortaya koymasındır. Ayrıca, elde edilen bulgular uzun hafızanın sadece varlığını değil, aynı zamanda gücünü de analiz ederek piyasa etkinliği konusunda daha derinlemesine yorum yapılmasına olanak tanımaktadır.

2. Ekonometrik Yöntem

Bu çalışmada, döviz kuru serilerinde uzun hafıza yapısının varlığını araştırmak amacıyla, zaman serilerinde kesirli bütünleşme özelliğini modelleyebilen ARFIMA modeli kullanılmıştır. ARFIMA modeli, serilerin yalnızca kısa dönemli değil, aynı zamanda uzun dönemli bağımlılık yapılarını da değerlendirebilme kapasitesine sahip olması nedeniyle uzun hafıza

analizlerinde yaygın olarak tercih edilmektedir (Granger & Joyeux, 1980; Baillie, 1996).

ARFIMA modeli doğası gereği kesirli fark alma derecesini (d) doğrudan tahmin edebildiği için, analizde birim kök testlerine gerek duyulmamıştır (Beran, 1994). Bu yönüyle, serilerin durağanlaştırılması veya ön işlem gereksinimi olmaksızın, logaritmik halleriyle doğrudan tahmin sürecine alınmaları mümkün olmuştur. ARFIMA (p, d, q) modelinin genel formu aşağıdaki gibidir:

$$\phi(L)(1-L)^d \log(y_t) = \Theta(L)\varepsilon_t \quad (1)$$

Burada $\log(y_t)$, logaritmik döviz kuru serisini; L , gecikme operatörünü; $\phi(L)$ ve $\Theta(L)$, AR ve MA polinomlarını; d , kesirli bütünleşme derecesini; ε_t beyaz gürültü hata terimini ifade eder.

Model parametrelerinin tahmininde Maksimum Olabilirlik (Maximum Likelihood, ML) yöntemi kullanılmıştır. Ayrıca tüm analizler EVIEWS 13 paket programı aracılığıyla gerçekleştirilmiştir. ML yöntemi, parametrik yapıdaki seriler için yüksek duyarlılığa sahip tahminler sunmakta ve log-olabilirlik fonksiyonunun maksimum yapıldığı noktada en uygun parametre seti elde edilmektedir (Beran, 1994; Tsay, 2005). Bu süreçte, modelin kesirli fark alma derecesi (d) dahil tüm parametreleri aynı anda tahmin edilmiştir.

Tahmin süreci şu adımlarla yürütülmüştür: (i) öncelikle serilerin logaritmik dönüşümü yapılmıştır. (ii) ARFIMA modelinin p, d, q parametreleri farklı kombinasyonlarla tahmin edilmiştir. (iii) En uygun model Akaike Bilgi Kriteri (AIC) ve Schwarz Bilgi Kriteri (BIC) gibi bilgi kriterlerine göre belirlenmiştir. (iv) Uygun modelin kalıntılarına otokorelasyon (LM) testi uygulanmıştır.

Uzun hafıza, finansal serilerde geçmiş şokların etkisinin zaman içinde yavaşça azalarak devam etmesi durumudur. Geleneksel ARIMA modellerinde fark derecesi yalnızca tam sayılı değerler (0 veya 1) alabilirken, ARFIMA modelleri bu fark derecesini kesirli olarak tahmin ederek uzun dönemli bağımlılık yapılarını analiz etme imkânı tanır (Granger & Joyeux, 1980; Baillie, 1996). Bu bağlamda, $0 < d < 0.5$ aralığında elde edilen tahminler, seride zayıf fakat kalıcı bir bağımlılık olduğunu ve uzun hafıza yapısının varlığını göstermektedir (Hosking, 1984). Bu durum serideki şokların etkisinin zamanla yavaşça azaldığını, ancak tamamen ortadan kalkmadığını ifade eder. Dolayısıyla, fiyat oluşum süreci tamamen rastlantısal değildir. Geçmiş değerlerin geleceğe yönelik bir etkisi bulunmaktadır. Bu özellik döviz kuru serilerinde fiyatların tamamen rassal bir süreçle oluşmadığına işaret etmektedir. Bu durum EPH'nin temel varsayımlarıyla çelişebilecek

potansiyel yapısal özelliklerin bulunduğunu göstermektedir (Fama, 1970). Bu nedenle ARFIMA modeli, uzun hafıza bileşeninin varlığını ölçme ve yorumlama açısından en uygun modellerden biri olarak öne çıkmaktadır. Kesirli fark derecesi olan d parametresinin farklı değer aralıkları ise zaman serisinin hafıza yapısı hakkında şu şekilde yorumlanabilir (Granger & Joyeux, 1980; Baillie, 1996 ve Caporale & Gil-Alana, 2004):

$d = 0$: Seri kısa hafızalıdır ve durağandır. Bu durumda geçmiş şokların etkisi kısa sürelidir ve seride otokorelasyon hızlıca sıfırlanır. Geleneksel ARMA modelleri bu tür seriler için uygundur.

$0 < d < 0.5$: Seri hâlâ durağandır, ancak uzun hafıza özelliği taşır. Bu yapı, otokorelasyonun yavaş azaldığı ve geçmiş değerlerin gelecekteki değerler üzerinde anlamlı ve kalıcı etkiler bıraktığı bir süreçtir.

$d = 0.5$: Seri sınırda durağan olmayan bir yapıya sahiptir. Uzun dönemli bağımlılık devam etmekte ancak serinin varyansı teorik olarak sonsuz hâle gelmektedir.

$0.5 < d < 1$: Seri durağan değildir ancak fark alınmadan modele dâhil edilebilir. Bu aralıkta otokorelasyon daha da kalıcıdır ve şokların etkileri çok daha uzun süre varlığını sürdürür.

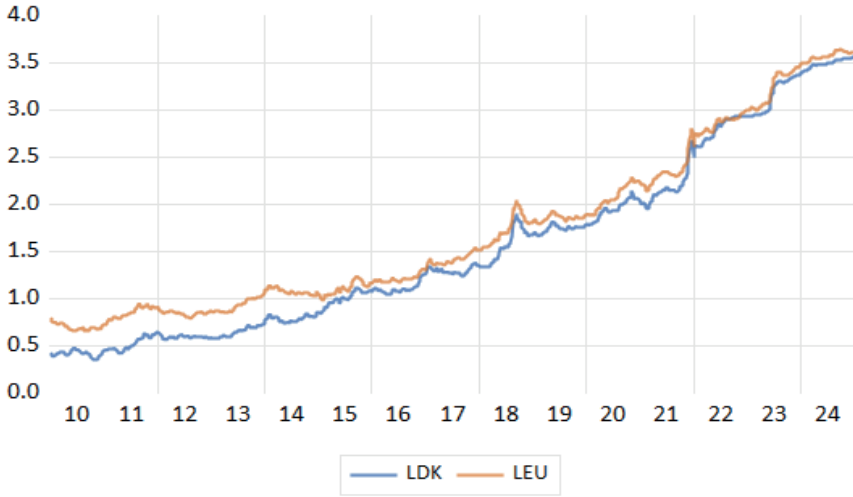
$d = 1$: seri rastgele yürüyüş özelliği gösterir ve bu yapı, klasik fark alma işlemiyle durağanlaştırılması gereken geleneksel ARIMA yaklaşımını gerektirir.

$d \geq 1$: Seri, birim kök içerir veya daha yüksek derecede bütünleşiktir.

3. Ampirik Bulgular ve Sonuç ve Öneriler

Bu çalışmada, Türkiye’de 2010–2024 dönemine ait haftalık frekansta gözlemlenen ABD doları/TL (LDK) ve Euro/TL (LEU) döviz kuru serileri kullanılmıştır. Veriler, Türkiye Cumhuriyet Merkez Bankası (TCMB) Elektronik Veri Dağıtım Sistemi’nden (EVDS) temin edilmiştir. LDK ve LEU serilerinin zaman serisi grafikleri Şekil 1’de sunulmuştur.

Şekil 1. LDK ve LEU Döviz Kurlarının Zaman Serisi Grafiği



Seçilen dönem küresel ekonomik kriz sonrası toparlanma süreci, jeopolitik riskler, iç politik belirsizlikler, pandemi dönemi ve sonrasındaki ekonomik dalgalanmalar gibi çeşitli iç ve dış şokları kapsamı açısından oldukça zengindir. Haftalık veriler, özellikle yüksek frekanslı piyasa dinamiklerinin daha net gözlemlenebilmesini sağlamakta ve kısa dönemli oynaklık ile uzun dönemli bağımlılık analizleri açısından önemli avantajlar sunmaktadır. Her iki döviz kuru serisi, nominal satış kurları olup herhangi bir mevsimsellik veya fiyat düzeyi ayarlaması yapılmadan analiz edilmiştir. Serilerin logaritmik dönüşümleri ile çalışmıştır. Serilere ait tanımlayıcı istatistikler Tablo 1’de özetlenmiştir.

Tablo 1. Tanımlayıcı İstatistikler

	LDK	LEU
Ortalama	1.5441	1.7141
Medyan	1.2870	1.4035
Maksimum	3.5615	3.6385
Minimum	0.3440	0.6516
Standart Sapma	0.9620	0.8950
Çarpıklık	0.6866	0.7693
Basıklık	2.2785	2.3543
Jarque-Bera	78.5130***	90.8510***
Gözlem Sayısı	783	783

Not: ***, $p < 0.01$

İncelenen dönemde LDK serisinin daha yüksek bir oynaklık göstermesi, döviz piyasasında dolar kurunun daha agresif hareket ettiğini göstermektedir. Jarque-Bera normallik testi sonuçlarına göre ise her iki döviz kuru serisi de normal dağılıma sahip değildir.

Türkiye’de 2010–2024 dönemine ait haftalık LDK ve LEU döviz kuru serileri için tahmin edilen ARFIMA (p,d,q) modelinin sonuçları Tablo 2’de sunulmuştur. ARFIMA modelinin kesirli fark alma özelliği sayesinde serilerin durağanlaştırılmasına yönelik geleneksel birim kök testlerine başvurulmamıştır. Logaritmik dönüşümleri yapılan seriler doğrudan modele dâhil edilmiştir. Böylece hem kısa dönemli dalgalanmalar hem de uzun dönemli bağımlılık yapısı birlikte analiz edilebilmiştir.

Tablo 2. Döviz Kurları için ARFIMA (p,d,q) Model Tahmin Sonuçları

	Bağımlı Değişken: LDK		Bağımlı Değişken: LEU	
	Katsayı	t-istatistikleri/Prob.	Katsayı	t-istatistikleri/Prob.
C	2.2145	0.0071 (0.9943)	2.2443	0.9447 (0.3451)
AR(1)	0.0284	7.0180 (0.0000)***	0.9993	34.0968 (0.0000)***
AR(2)	0.9715	6.4115 (0.0000)***	-	-
MA(1)	1.0803	19.9285 (0.0000)***	0.0838	2.8091 (0.0051)***
MA(2)	0.1185	2.2201 (0.0267)**	-0.0581	-1.8275 (0.0680)*
d	0.1346	2.8452 (0.0046)***	0.1602	4.6106 (0.0000)***
Diagnostik Testler				
LM Testi	12.0918 (0.1287)		16.7268 (0.1602)	

*Not: Parantez içerisindeki değerler olasılık değerleridir. ***: $p \leq 0.01$, **: $p \leq 0.05$, *: $p \leq 0.10$*

LDK serisine ilişkin ARFIMA(2,d,2) modeli tahmin sonuçlarına göre, kesirli fark derecesi parametresi $d = 0.1346$ olarak tahmin edilmiş ve %1 anlamlılık düzeyinde istatistiksel olarak anlamlı bulunmuştur. Bu değer $0 < d = 0.1346 < 0.5$ aralığında yer aldığından, serinin uzun hafıza özelliği taşıdığı tespit edilmiştir. Bu durum geçmiş şokların etkilerinin zamanla yavaşça azalarak sürdüğünü göstermektedir. Benzer şekilde LEU serisi için tahmin edilen ARFIMA(1,d,2) modelinde kesirli fark derecesi parametresi $d = 0.1602$ olarak elde edilmiştir. Bu parametre de %1 anlamlılık düzeyinde istatistiksel olarak anlamlı bulunmuştur. Benzer şekilde LEU serisinin de uzun hafıza özelliği taşıdığı elde edilmiştir.

Elde edilen bulgular, her iki serisinde kesirli bütünleşik yapıya sahip olduğunu ve uzun hafıza özelliği taşıdığını göstermektedir. Bu sonuçlar, döviz kurlarının tamamen rastgele süreçlere dayanmadığını, aksine geçmiş şokların etkilerinin bugünkü değerler üzerinde kalıcı izler bıraktığını ortaya koymaktadır. Bu bağlamda, EPH varsayımlarıyla çelişen bir durum söz konusudur. EPH'ye göre fiyatlar geçmiş bilgileri tam olarak yansıtmakta ve gelecekteki fiyat hareketleri tamamen rastgele gerçekleşmektedir. Ancak kesirli fark alma derecelerinin istatistiksel olarak anlamlı ve 0 ile 0.5 aralığında çıkması, serilerin rastgele yürüyüş özelliği taşımadığını ve geçmiş verilerin gelecekteki fiyatları etkileme potansiyeli taşıdığını göstermektedir.

4. Sonuç ve Öneriler

Bu çalışma, 2010–2024 dönemleri arası haftalık frekansta gözlemlenen Dolar/TL ve Euro/TL döviz kuru serileri için uygun ARFIMA modelleri tahmin edilerek uzun hafızanın var olup olmadığı incelenmiştir. Tahmin edilen ARFIMA modelleri sonuçlarına göre, her iki döviz kuru serisinin de uzun hafıza özelliği taşıdığı tespit edilmiştir. Bu durum geçmiş şokların etkilerinin zaman içinde yavaş bir şekilde azalarak da olsa kalıcılığını sürdürdüğünü ortaya koymuştur.

Çalışmanın sonuçları, literatürde yer alan Cheung & Lai (1995), Baillie (1996), Caporale & Gil-Alana (2004) ve Barkoulas vd. (2016) çalışmalarıyla benzerlik göstermektedir. Bu çalışmalarda döviz kurlarındaki uzun hafızanın varlığını ampirik olarak elde etmişlerdir. Bu durum piyasaların tam anlamıyla etkin çalışmadığını ve geçmiş bilgilerin gelecekteki fiyat hareketleri üzerinde etkili olabildiğini göstermektedir. Türkiye özelinde yapılan çalışmalar da Kutlu & Yurttagüler (2014) ve Özdemir vd., (2018) benzer şekilde döviz piyasalarında uzun hafızaya işaret eden yapısal özelliklerin varlığını doğrulamaktadırlar. Bu çalışmanın haftalık frekansta geniş bir dönemi kapsamaması ve hem dolar hem de euro kuru serilerinin incelemesi bakımından literatüre özgün bir katkı sunmaktadır. Bu çalışmada elde edilen bulgular, Türkiye'deki döviz kuru piyasasının uzun hafızaya sahip olduğuna işaret etmektedir. Piyasa düzenleyicileri ve politika yapıcıların döviz piyasalarına ilişkin karar süreçlerinde geçmiş şokları ve eğilimleri dikkate almaları büyük önem arz etmektedir. Merkez Bankası gibi para politikası otoriteleri, kur oynaklıklarını yönetirken sadece güncel gelişmelere değil, aynı zamanda geçmiş dinamiklerin etkilerine de duyarlı olmalıdır. Ayrıca uzun hafızanın varlığı, politika şoklarının etkilerinin kalıcı olabileceğini göstermekte; bu da mali ve parasal politikalarda daha dikkatli ve istikrarlı bir yaklaşımı gerekli kılmaktadır. Ayrıca, yatırımcı davranışlarının irrasyonel öğeler taşıyabileceği gerçeği göz önünde bulundurularak, döviz piyasalarında

şeffaflık, bilgi erişimi ve piyasa eğitimi gibi araçlarla davranışsal önyargıların azaltılması hedeflenmelidir. Finansal okuryazarlığın artırılması ve bilgi asimetrisinin azaltılması, spekülative dalgalanmaların önlenmesi açısından da faydalı olacaktır. Son olarak, ileriye dönük tahmin modellerinde uzun hafıza bileşenlerinin dikkate alınması, kur riskine karşı alınacak önlemlerin etkinliğini artırabilecektir.

İlerleyen çalışmalarda, döviz kuru serilerinin uzun hafıza özellikleri farklı dönemseller ayrımlar dikkate alınarak (örneğin kriz dönemleri, seçim yılları vb.) ayrı ayrı incelenebilir. Ayrıca, ARFIMA modellerine yapısal kırılmaların entegre edilmesi, ekonomik veya politik şokların uzun hafıza yapısı üzerindeki etkisinin daha ayrıntılı biçimde analiz edilmesine olanak sağlayabilir. Diğer taraftan, döviz kuru ile diğer makroekonomik değişkenler (örneğin faiz oranları, dış ticaret dengesi, rezervler) arasındaki uzun hafıza ilişkileri de kesirli eşbütünleşme yöntemleri yardımıyla incelenebilir. Bu sayede, kur serilerinin makroekonomik istikrar üzerindeki etkilerine ilişkin daha bütüncül sonuçlar elde edilmesi mümkündür.

Kaynakça

- Alptekin, N. (2006). Long Memory Analysis of USD/TRL Exchange Rate. *International Journal of Human and Social Sciences*, 1(2), 111-116.
- Aydın, Ü., Ekinci, R., & Tüzün, O. (2020). Effects of exchange rate shocks and political risk on the Turkish manufacturing industry: Some evidence. *Advances in Economics and Business*, 8(4), 214-233. <https://doi.org/10.13189/acb.2020.080403>
- Baillie, R. T. (1996). *Long Memory Processes and Fractional Integration in Econometrics*. *Journal of Econometrics*, 73(1), 5-59. [https://doi.org/10.1016/0304-4076\(95\)01732-1](https://doi.org/10.1016/0304-4076(95)01732-1)
- Baillie, R. T., Bollerslev, T., & Mikkelsen, H. O. (1996). Fractionally integrated generalized autoregressive conditional heteroskedasticity. *Journal of Econometrics*, 74(1), 3-30. [https://doi.org/10.1016/S0304-4076\(95\)01749-6](https://doi.org/10.1016/S0304-4076(95)01749-6)
- Barkoulas, J. T., Barilla, A. G., & Wells, W. (2016). Long-memory exchange rate dynamics in the euro era. *Chaos, Solitons & Fractals*, 86, 92-100. <https://doi.org/10.1016/j.chaos.2016.02.007>
- Beran, J. (1994). *Statistics for long-memory processes* (1st ed.). Chapman & Hall.
- Bhardwaj, G., & Swanson, N. R. (2006). An empirical investigation of the usefulness of ARFIMA models for predicting macroeconomic and financial time series. *Journal of Econometrics*, 131(1-2), 539-578. <https://doi.org/10.1016/j.jeconom.2005.01.016>
- Booth, G. G., Martikainen, T., & Tse, Y. (1997). Price and volatility spillovers in Scandinavian stock markets. *Journal of Banking & Finance*, 21(6), 811-823. [https://doi.org/10.1016/S0378-4266\(97\)00006-X](https://doi.org/10.1016/S0378-4266(97)00006-X)
- Caporale, G. M., & Gil-Alana, L. A. (2004). Fractional cointegration and real exchange rates. *Review of Financial Economics*, 13(4), 327-340. <https://doi.org/10.1016/j.rfc.2003.12.001>
- Cheung, Y.W. (1993). Long memory in foreign-exchange rates. *Journal of Business & Economic Statistics*, 11(1), 93-101. <https://doi.org/10.1080/07350015.1993.10509935>
- Cheung, Y.W., & Lai, K. S. (1995). A search for long memory in international stock market returns. *Journal of International Money and Finance*, 14(4), 597-615. [https://doi.org/10.1016/0261-5606\(95\)93616-U](https://doi.org/10.1016/0261-5606(95)93616-U)
- Cotter, J. (2005). Uncovering long memory in high frequency UK futures. *The European Journal of Finance*, 11(4), 325-337. <https://doi.org/10.1080/13518470410001674314>
- Dornbusch, R. (1976). Expectations and exchange rate dynamics. *Journal of Political Economy*, 84(6), 1161-1176. <https://doi.org/10.1086/260506>

- Fama, E. F. (1970). Efficient capital markets: A review of theory and empirical work. *The Journal of Finance*, 25(2), 383–417. <https://doi.org/10.2307/2325486>
- Granger, C. W. J., & Joyeux, R. (1980). An introduction to long-memory time series models and fractional differencing. *Journal of Time Series Analysis*, 1(1), 15–29. <https://doi.org/10.1111/j.1467-9892.1980.tb00297.x>
- Han, Y. W. (2011). Structural breaks and long memory property in Korean won exchange rates: Adaptive FIGARCH model. *Journal of East Asian Economic Integration*, 15(2), 33–59.
- Hosking, J. R. M. (1984). Modeling persistence in hydrological time series using fractional differencing. *Water Resources Research*, 20(12), 1898–1908. <https://doi.org/10.1029/WR020i012p01898>
- Karaömer, Y. (2023). Türkiye’de döviz kuru piyasasında etkin piyasa hipotezinin uzun hafıza modelleri ile analizi. *İstanbul Ticaret Üniversitesi Dış Ticaret Dergisi*, 1(3), 13–21. <https://doi.org/10.5281/zenodo.8376796>
- Kutlu, S., & Yurttagüler, İ. M. (2015). Türkiye’de reel döviz kurlarının uzun hafıza özellikleri: Kesirli bütünleşme analizi. *Marmara Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*, 36(1), 373–389. <https://doi.org/10.14780/iibdergi.201417552>
- Lo, A. W. (1991). Long-Term Memory in Stock Market Prices. *Econometrica*, 59(5), 1279–1313. <https://doi.org/10.2307/2938368>
- Obstfeld, M., & Rogoff, K. (1995). The mirage of fixed exchange rates. *Journal of Economic Perspectives*, 9(4), 73–96. <https://doi.org/10.1257/jep.9.4.73>
- Özdemir, A., Vergili, G., & Çelik, İ. (2018). The role of long memory on the efficiency of foreign exchange markets: An empirical research in the Turkish foreign exchange market. *Journal of BRSA Banking and Financial Markets*, 12(1), 87–107.
- Rossi, B. (2013). Exchange rate predictability. *Journal of Economic Literature*, 51(4), 1063–1119. <https://doi.org/10.1257/jel.51.4.1063>
- Sarı, R., & Soytaş, U. (2006). The relationship between stock returns, crude oil prices, interest rates, and output: Evidence from a developing economy. *The Empirical Economics Letters*, 5(4), 205–220.
- Sarkandiz, M. R., & Ghayekhloo, S. (2024). Forecasting the Turkish Lira Exchange Rates through Univariate Techniques: Can the Simple Models Outperform the Sophisticated Ones?. *Finance: Theory and Practice*, 28(2), 239–252. <https://doi.org/10.26794/2587-5671-2024-28-2-239-252>
- Shiller, R. J. (2003). From Efficient Markets Theory to Behavioral Finance. *Journal of Economic Perspectives*, 17(1), 83–104. <https://doi.org/10.1257/089533003321164967>
- Tsay, R. S. (2005). *Analysis of financial time series* (2nd ed.). John Wiley & SONS.

Yıldırım, Z. (2020). External and domestic shocks, exchange rate, country risk premia and macroeconomic conditions in Turkey. *İstanbul İktisat Dergisi*, 70(1), 73-112. <https://doi.org/10.26650/ISTJECON2020-0002>

Jeopolitik Risk, Belirsizlik ve Büyümenin Türkiye'nin Askeri Harcamalarına Etkisi

Ahmet Demiralp¹

Özet

Bu çalışma, Türkiye’de askeri harcamaların jeopolitik riskler (LJRI), dünya belirsizlik endeksi (LDBI) ve ekonomik büyüme (GSYH) ile ilişkisini ARDL sınır testi ve Toda–Yamamoto nedensellik analizi kullanarak incelemiştir. Analiz sonuçları, değişkenler arasında uzun dönemli bir eşbütünleşme ilişkisi olduğunu göstermektedir. Uzun dönem katsayı tahminlerine göre, jeopolitik riskler ve ekonomik büyümenin askeri harcamalar üzerinde anlamlı bir etkisi bulunmazken; dünya belirsizlik endeksinin negatif ve anlamlı etkisi, küresel belirsizliklerdeki artışın Türkiye’nin askeri harcamalarını uzun dönemde azalttığını ortaya koymaktadır. Kısa dönemde ise belirsizlik artışlarının askeri harcamaları artırdığı gözlenmiştir; bu durum, belirsizliklerin başlangıçta bütçe üzerinde kısıtlayıcı bir etki yaratmasına karşın, güvenlik kaygıları nedeniyle sonraki dönemlerde harcamaların arttığını göstermektedir. Ekonomik büyüme oranı kısa dönemde negatif etkili bulunmuş, bu da ekonomik genişleme dönemlerinde savunma harcamalarının kısılabildiğini, daralma dönemlerinde ise öncelikli hâle geldiğini işaret etmektedir. Hata düzeltme terimi negatif ve anlamlıdır, bu da kısa dönem sapmaların uzun dönemde dengelendiğini teyit etmektedir. Toda–Yamamoto nedensellik testi, jeopolitik risklerden askeri harcamalara doğru anlamlı bir nedensellik bulunmadığını, ancak dünya belirsizlik endeksi ve ekonomik büyümeden askeri harcamalara tek yönlü nedensellik ilişkileri olduğunu göstermektedir. Bulgular, Türkiye’de savunma bütçesinin bölgesel risklerden ziyade küresel ekonomik belirsizlikler ve iç ekonomik kapasiteye bağlı olarak şekillendiğini ortaya koymaktadır. Politika yapımcılar açısından, savunma harcamaları belirlenirken hem güvenlik hem de ekonomik istikrarı gözetken esnek bir bütçe stratejisi önem arz etmektedir.

1 Dr. Öğr. Üyesi, Harran Üniversitesi, İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi, Ekonometri Bölümü, ahmt.dmrp@gmail.com, ORCID ID: 0000-0002-0981-7215

GİRİŞ

Askeri harcamalar, devletlerin ulusal güvenliği sağlamak amacıyla askeri güçlerini ve diğer kritik hizmetleri desteklemek için ayırdıkları ekonomik kaynaklar olarak tanımlanabilir. Kamu harcamalarının önemli bir bölümünü oluşturan bu harcamalar, dönemsel dalgalanmalar gösterse de genellikle artış eğilimindedir. Ancak güvenlik ihtiyacının sürekliliği, askeri harcamaların sınırlı kamu kaynaklarının alternatif alanlarda kullanılmasını engellemekte ve bu durum ekonomik verimlilik üzerinde baskı oluşturmaktadır (Efe ve Aydın, 2025). Dunne ve Tian (2013), askeri harcamaların yalnızca doğrudan kaynak tüketmekle kalmadığını, aynı zamanda fırsat maliyetleri nedeniyle kalkınmayı sınırlandırıldığını vurgulamaktadır. Özellikle gelişmekte olan ülkelerde ileri teknoloji silahların ithalatının dış rezervleri tüketerek bu maliyetleri artırdığı ve büyüme üzerinde olumsuz etkiler yarattığı belirtilmektedir.

Jeopolitik riskler, askeri harcamaların en önemli belirleyicilerinden biri olarak öne çıkmaktadır. Bu çerçevede, Caldara ve Iacoviello (2022), jeopolitik risk endeksini, savaşlar, terör eylemleri ve uluslararası ilişkilerin barışçıl seyrini etkileyen devletler ile siyasi aktörler arasındaki gerilimlerle bağlantılı olumsuz olayların tehdidi, gerçekleşmesi ve tırmanışı olarak tanımlamaktadır. Bu da kurumsal belirsizlik yaratarak savaşlara, gerginliklere ve askeri nitelikteki faaliyetlere yol açmaktadır. Benzer şekilde, bu tür yüksek belirsizlik ve çıkar çatışmasının son yıllardaki en iyi örneği Rusya-Ukrayna çatışmasıdır. Şubat 2022'de başlayan bu çatışma, Avrupa'da ciddi uluslararası ekonomik ve sosyal etkileri olan büyük bir jeopolitik risk dalgasına neden olmuştur. Nitekim bu tür risklerin ekonomi politikaları üzerindeki etkisi, Dünya Bankası ve IMF gibi uluslararası kurumlar tarafından da yakından izlenmekte ve analiz edilmektedir (Sweidan, 2023).

Jeopolitik risklerin yanı sıra, küresel belirsizlik düzeylerini ölçen endeksler de savunma politikalarının anlaşılmasında kritik rol oynamaktadır. Ahir vd. (2022), Dünya Belirsizlik Endeksi'ni Economist Intelligence Unit (EIU) tarafından hazırlanan ülke raporlarında geçen "uncertainty" (belirsizlik) kelimesinin göreceli sıklığına dayalı olarak geliştirmektedir. Endeks, küresel ve ülke bazlı belirsizlik düzeylerini karşılaştırılabilir bir ölçüt hâline getirmekte ve özellikle savaş, kriz ve gerilim dönemlerinde keskin yükselişler sergilemektedir.

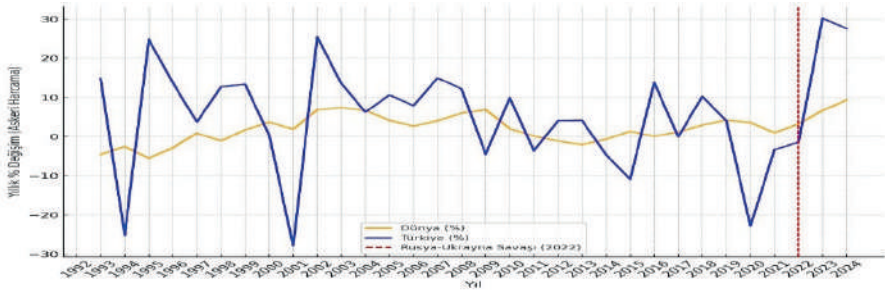
Literatürde askeri harcamalar ile risk ve belirsizlik arasındaki ilişki farklı açılardan ele alınmaktadır. Yakovlev (2007), yüksek askeri harcamaların güvenliği artırıcı rol oynayabileceğini ancak aynı zamanda çatışmaları teşvik etme riskini de taşıdığını vurgulamaktadır. Dunne ve Tian (2017) ise artan askeri harcamaların jeopolitik risk ve belirsizliği artırabileceğini

savunmaktadır. Bu bulgular, risk ve harcamalar arasında çift yönlü bir ilişkinin olabileceğini göstermektedir. Bu noktada literatür, jeopolitik risk şoklarının ekonomik beklentileri ve kamu harcaması bileşimini etkilediğini göstermektedir. Özellikle de yerel jeopolitik riskin hükümetlerin askeri harcaması davranışını anlamlı biçimde öngördüğü vurgulanmaktadır (Caldara ve Iacoviello, 2022; Tran ve Vo, 2024). Buna paralel olarak, Dünya Belirsizlik Endeksi savaş ve gerilim dönemlerinde keskin yükselişler sergilemekte; nitekim 2022’de savaş kaynaklı belirsizlik küresel toplamın kayda değer bir bölümünü oluşturmuştur (Ahir vd., 2022).

Bu kanıtlar ışığında hem dünya genelinde artan askeri harcamalar hem de Türkiye’nin 2020–2022 arasında gerileyen, 2023–2024’te ise keskin artışlarla yeniden yükselen savunma harcaması eğilimleri yalnızca ekonomik boyutla değil; aynı zamanda jeopolitik risk endeksi ve dünya belirsizlik endeksi gibi göstergelerle de yakından ilişkilidir. Jeopolitik riskler, belirsizlik endeksleri aracılığıyla ekonomik beklentileri şekillendirmekte; bu da kamu harcaması tercihlerini ve özellikle askeri bütçeleri doğrudan etkilemektedir.

Türkiye’de bu dönemde gözlenen eğilimler, küresel dinamiklerle büyük ölçüde örtüşmektedir. Dünya askeri harcamaları 2020’de 2,2 trilyon dolar civarında iken 2024’te 2,7 trilyon dolara ulaşarak reel bazda %9,4’lük güçlü bir artış sergilemiştir. Türkiye’de ise 2020–2022 arasında askeri harcamalarda gerileme gözlenmekte (%–22,8; %–3,3; %–1,4), ancak 2023’te %30,2 ve 2024’te %27,6 oranında keskin artışlarla yeniden yükselişe geçmiştir (SIPRI, 2025). Bu döneme denk gelen Ukrayna–Rusya savaşı, küresel düzeyde olduğu gibi Türkiye’de de askeri harcaması dinamiklerini hızlandırmış; dünya genelinde artış eğilimi güçlenirken Türkiye’de düşüş trendi yerini hızlı bir toparlanmaya bırakmıştır. Bu doğrultuda, Türkiye ve dünya genelinde askeri harcamaların yıllık yüzde değişimlerini gösteren grafik Şekil 1’de sunulmaktadır.

Şekil 1. Türkiye ve Dünya Askeri Harcamalarında Yıllık % Değişim (1992-2024)



Ayrıca bu artışlar sadece nominal büyüklükler üzerinden değil, aynı zamanda askeri harcamaların GSYH içindeki payı dikkate alınarak da değerlendirilmektedir. Türkiye'nin askeri yükü uzun dönemde dalgalı bir seyir izlemektedir. Zira bu oran 2019'da %2,7'ye yükselirken, 2022'de %1,7 ile dip seviyeyi görmekte ve 2024'te yeniden %1,9 seviyelerine çıkmaktadır (SIPRI, 2025).

Türkiye açısından 2015 sonrası dönemde artış eğiliminin arkasında sınır ötesi operasyonlar, artan güvenlik tehditleri ve 2016'daki darbe girişiminin ardından yaşanan kurumsal dönüşüm süreci bulunmaktadır. Bu tür gelişmeler hem jeopolitik riskleri yükseltmiş hem de belirsizlik endekslerindeki dalgalanmalarla paralel şekilde savunma harcamalarını yukarı çekmiştir. Sonuç olarak, Türkiye örneği hem bölgesel güvenlik dinamikleri hem de küresel eğilimlerle doğrudan bağlantılı bir vaka sunmaktadır. Bu çalışma, Türkiye'nin askeri harcamalarını ekonomik büyüme, jeopolitik risk endeksi ve dünya belirsizlik endeksi gibi göstergelerle birlikte ele alarak literatüre katkı sağlamaktadır. Böylelikle araştırma, askeri harcamaların belirleyicilerinin farklı boyutlarını aynı çerçevede değerlendirmeye imkân vermektedir.

Bu çalışma, Türkiye'nin askeri harcamalarını söz konusu değişkenler çerçevesinde inceleyerek literatüre katkı sunmayı amaçlamaktadır. Çalışmanın ilerleyen bölümlerinde önce konuyla ilgili literatür özetlenmekte, ardından veri seti ve yöntem tanıtılmakta, üçüncü bölümde ampirik bulgular değerlendirilmektedir. Son bölüm ise ulaşılan sonuçlar ve politika çıkarımlarıyla çalışmayı tamamlamaktadır.

1. LİTERATÜR

Askeri harcamalarının belirleyicileri üzerine yapılan çalışmalar, konunun çok boyutlu bir yapıya sahip olduğunu ortaya koymaktadır. Literatürde askeri harcamaları genellikle güvenlik ve jeopolitik kaynaklı faktörler ile ekonomik ve mali göstergeler üzerinden ele alınmaktadır. Jeopolitik riskler, politik istikrarsızlık ve küresel ölçekte yaşanan belirsizlikler, ülkelerin güvenlik algılarını şekillendirerek savunma bütçelerine yansımaktadır. Bu doğrultuda son yıllarda özellikle jeopolitik risk endeksi, küresel belirsizlikler, politik istikrarsızlık endeksi ve ekonomik politika belirsizliği endeksi gibi ölçütler kullanılarak askeri harcamalar üzerindeki etkilerin incelendiği çalışmaların arttığı görülmektedir. Diğer taraftan, ekonomik büyüme, kamu gelirleri, bütçe dengesi ve borç düzeyi gibi makroekonomik değişkenlerin de askeri harcamaları etkileyen önemli unsurlar olduğu pek çok araştırma tarafından vurgulanmaktadır. Bu çerçevede, literatürdeki farklı yaklaşımlar ve bulguların sistematik bir özeti aşağıda Tablo 1'te sunulmaktadır.

Tablo 1: Literatür Özeti

Yazar(lar)	Dönem	Ülke(ler)	Değişkenler	Yöntem(ler)	Bulgu(lar)
Buzdağlı ve Özdemir (2021)	1993-2018	17 Gelişmekte olan ülke	AH, JRI, İTH, İHR, GSYH	Westerland eşbütünleşme, Panel AMG, Emirmahmutoglu ve Kose nedensellik	JRI ve kişi başı GSYH, AH üzerinde pozitif etkiye sahiptir. Ayrıca çift yönlü nedensellik de bulunmuştur.
Khan vd. (2022)	1991-2018	Brezilya, Çin, Hindistan, İsrail, Güney Kore, Rusya, Suudi Arabistan, Türkiye	SH, JRI	Panel Bootstrap Granger Nedensellik Testi	Bulgular, bazı ülkelerde JRI'den SH'ye, bazı ülkelerde ise SH'den JRI'ye doğru nedensellik ilişkisi bulunduğunu; diğer bazı ülkelerde ise anlamlı bir nedensel ilişki tespit edilmediğini göstermektedir.
Efe ve Aydın (2023)	1988-2021	Türkiye	JRI, SH, ENF, IO, DTD	ARDL, Toda-Yamamoto nedensellik	Değişkenler arasında eşbütünleşme ilişkisinin yanında, GSYH SH'yi negatif yönde etkilerken JRI'nin SH üzerinde anlamlı etkisi bulunamamıştır.
Demirci ve Ayyıldız (2023)	1990-2021	MİST Ülkeleri	JRI, SH, İB	Gengenbach, Urbain & Westerland Eşbütünleşme, Dumitrescu & Hurlin Nedensellik	Değişkenler arasında eşbütünleşme ilişkisinin yanında İB ile SH arasında çift yönlü JRI'den SH'ye doğru tek yönlü nedensellik bulunmuştur.
Sweidan (2023)	1960-2021	ABD	AH, JRI	ARDL, Toda-Yamamoto nedensellik	Bulgular AH'nin JRI'nin nedeni olduğu ve bu ilişkinin kısa ve uzun dönemde pozitif ve anlamlı olduğu sonucunu göstermektedir.
Değirmenci vd. (2024)	2000-2021	Türkiye	Pİ, EPB, GSYH, AH	Johansen eşbütünleşme, DOLS, FMOLS, CCR	GSYH'nin AH üzerinde pozitif, EPB'nin ise negatif etkisi bulunmaktadır. Pİ'nin ise AH üzerinde anlamlı bir etkisi yoktur.
Barış ve Barış (2024)	1993-2021	BRİCT ülkeleri	JRI, SH	Panel ARDL	Uzun dönemde JRI'nin SH üzerinde pozitif bir etkisi bulunmaktadır.
Golkhandan ve Mansour (2024)	1985-2021	İran	SH, KJRI, İSH, SASH	Granger ve Yoon yaklaşımı, Johansen-Juselius eşbütünleşme testi, VECM model	Bulgular, İran'ın savunma harcamalarının hem küresel jeopolitik risk şoklarından hem de bölgedeki önemli aktörlerin (İsrail, Suudi Arabistan) savunma harcamalarından asimetrik ve yönlü etkiler altında şekillendiğini gösteriyor.

Song ve Chen (2024)	1989-2022	Çin	AH, GSYH, ENF, SDH, PR, İPİ, JRI, DÜAH	TVP-SV-VAR	Çin'de AH, GSYH'den anlamlı biçimde etkilenebilirken, PR artırıcı etkiye sahiptir ve JRI'nin etkisi ise zamanla değişerek 2008 sonrasında pozitiften negatife dönmüştür.
Matallah (2024)	1980-2022	GCC ülkeleri	AH, PG, JRI, İAH, ABDV	Fark GMM Tahmincisi	Çalışmanın bulguları, GCC ülkelerinde AH ile JRI arasında pozitif ve anlamlı bir ilişki olduğunu göstermektedir.
Tran ve Vo (2024)	1993-2022	34 ülke	AH, YJRI, KJRI	Panel VAR	Panel VAR sonuçları, ülkelerin AH, YJRI'den anlamlı biçimde etkilendiğini göstermektedir.
Gallagher (2025)	2013-2022	Doğu Asya'da 21 ülke	AH, ÇTH, ATH, UÇ, Pİ	EKK	Pİ arttıkça AH azalmaktadır.
Çobanoğulları (2025)	2006:01-2024:08	Türkiye	AH, JRI, ENF	Dalgacık ve Kısmi Dalgacık Koherans Analizi	Analiz sonuçları, Türkiye'de JRI ile AH arasında özellikle kısa dönemde aynı yönlü bir ilişki bulunduğunu, bazı dönemlerde ise ters yönlü hareketlerin gözlemlendiğini ortaya koymaktadır.
Waszkiewicz (2025)	1993-2022	Polonya	AH, JRI, GSYH	ARDL, ECM, Granger nedensellik	Polonya'nın bütçe savunma harcamaları, jeopolitik riskten hem kısa hem de uzun dönemde etkilenebilmektedir.

Not: Kısaltmalar şu şekildedir: JRI: Jeopolitik risk endeksi, SH: Savunma harcamaları, AH: Askeri harcamalar, ENF: Enflasyon, İÖ: İşsizlik oranı, DTD: Dış ticaret dengesi, İTH: İthalat, İHR: İhracat, GSYH :Gayri Safi Yurtiçi Hasıla(Ekonomik büyüme), İB: İktisadi büyüme, Pİ: Politik istikrar, EPB: Ekonomik politika belirsizliği, KJRI: Küresel jeopolitik risk endeksi, İSH: İsrail savunma harcamaları, SASH: Suudi Arabistan savunma harcamaları, SDH: Savunma dışı harcamalar, İPİ: İkili politik ilişkiler, DÜAH: Diğer ülkelerin askeri harcamaları, PR: Politik risk, PG: Petrol gelirleri, İAH: İran'ın askeri harcamaları, ABDV: ABD varlığı, YJRI: Yerel jeopolitik risk endeksi, ÇTH: Çin ile ticaret hacmi, ATH: ABD ile ticaret hacmi, UÇ: Çin'e uzaklık.

Mevcut çalışmalar, askeri harcamalar ile jeopolitik risk ve makroekonomik faktörler arasındaki ilişkileri farklı ülkeler ve dönemler için incelemiştir. Genel olarak birçok araştırma, jeopolitik risk endeksinin askeri harcamaları artırıcı yönde etkilendiğini ortaya koymaktadır (Buzdağlı ve Özdemir, 2021; Barış ve Barış, 2024; Matallah, 2024; Waszkiewicz, 2025). Bununla birlikte, ülke örneklerine bağlı olarak farklı sonuçlara ulaşılmıştır. Khan vd. (2022) bazı ülkelerde nedensellik ilişkisinin JRI'den askeri harcamalara, bazılarında ise ters yönde işlediğini; bazı ülkelerde ise anlamlı bir ilişki bulunmadığını

tespit etmiştir. Benzer şekilde Song ve Chen (2024) Çin’de JRI’nin etkisinin zamanla değişerek farklı yönler aldığını göstermiştir. Türkiye özelinde yapılan araştırmalarda da bulgular tutarlı değildir: Efe ve Aydın (2023), JRI’nin askeri harcamalar üzerinde anlamlı bir etkisini bulmazken; Çobanoğulları (2025), kısa dönemde pozitif bir ilişki olduğunu, bazı dönemlerde ise ters yönlü hareketlerin gözlemlendiğini belirtmiştir. Ayrıca makroekonomik faktörler de farklı ülkelerde farklı sonuçlar vermiştir; bazı çalışmalarda GSYH’nin askeri harcamalar üzerinde pozitif etkisi bulunurken (Buzdağı ve Özdemir, 2021; Değirmenci vd., 2024), bazı çalışmalarda bunun negatif olduğu görülmüştür (Efe ve Aydın, 2023). Bu durum, literatürdeki bulguların hem ülkelere hem de dönemlere göre değişkenlik gösterdiğini ortaya koymaktadır.

Mevcut literatürün bulguları değerlendirildiğinde iki temel eksiklik dikkat çekmektedir. İlk olarak, Türkiye özelinde yapılan çalışmalar sınırlı kalmış ve elde edilen sonuçlar çoğu zaman çelişkili olmuştur. İkinci olarak, araştırmaların büyük bölümü jeopolitik risk endeksine odaklanırken, küresel belirsizlikleri yansıtan dünya belirsizlik endeksinin askeri harcamalar üzerindeki etkisi ihmal edilmiştir. Bu çalışma, söz konusu boşlukları gidermeyi amaçlamakta ve literatüre iki açıdan katkı sunmaktadır. Birincisi, jeopolitik risk endeksi ile dünya belirsizlik endeksini analize dâhil ederek küresel belirsizliklerin askeri harcamalar üzerindeki rolünü incelemektedir. İkincisi, Türkiye için 1985–2024 dönemini kapsayan uzun bir veri seti kullanarak, askeri harcama dinamiklerini geniş bir tarihsel perspektiften ortaya koymaktadır.

2. VERİ VE YÖNTEM

2.1. Veri Seti

Bu çalışmada Türkiye’de 1985-2024 dönemi için jeopolitik risk endeksi, dünya belirsizlik endeksi ve ekonomik büyümenin askeri harcamalar üzerindeki etkisi belirlenmeye çalışılmaktadır. Askeri harcamalar bağımlı değişken bağımsız değişkenler ise jeopolitik risk endeksinin logaritması, dünya belirsizlik endeksinin logaritması ve ekonomik büyümedir. Çalışmada kullanılan veri seti için daha geniş dönemlere ilişkin veri elde edilebilmekle birlikte, model varsayımlarının sağlanamaması nedeniyle analiz 1985 sonrası dönem ile sınırlandırılmıştır. Ayrıca jeopolitik risk endeksi aylık olarak tutulduğu için 12 aylık ortalaması alınarak analize dahil edilmiştir. Değişkenlere ait kısaltmalar, tanımlar ve kaynaklar Tablo 2’de verilmektedir.

Tablo 2. Değişkenlerin Tanımı

Değişkenler	Kısaltmalar	Tanımı	Kaynak
Askeri Harcamalar	AH	Askeri harcamaların Gayrisafi Yurtiçi Hasıla (GSYH) içindeki payı (%)	Stockholm Uluslararası Barış Araştırmaları (SIPRI)
Jeopolitik Risk Endeksi	LJRI	Önde gelen uluslararası gazetelerde “jeopolitik risk” ile ilgili olumsuz olayları içeren makalelerin toplam makaleler içindeki payı (%) olarak hesaplanmaktadır.	Caldara ve Iacoviello (2022)
Dünya Belirsizlik Endeksi	LDBI	IMF ülke raporlarında ‘belirsizlik’ kelimesinin görülme sıklığının, ülke GSYH ağırlıklarıyla (World Bank, cari US\$, ± 5 yıllık hareketli ortalama) hesaplanmış endeksi	Ahir vd. (2022)
Ekonomik Büyüme	GSYH	Reel Gayrisafi Yurtiçi Hasıla’daki yıllık yüzde değişim	Dünya Bankası Göstergeleri (WDI)

Tablo 3’te analizde yer alan değişkenlere ait ortalama, medyan, maksimum, minimum, standart sapma, çarpıklık, basıklık ve Jarque-Berra olasılık değerleri yer almaktadır.

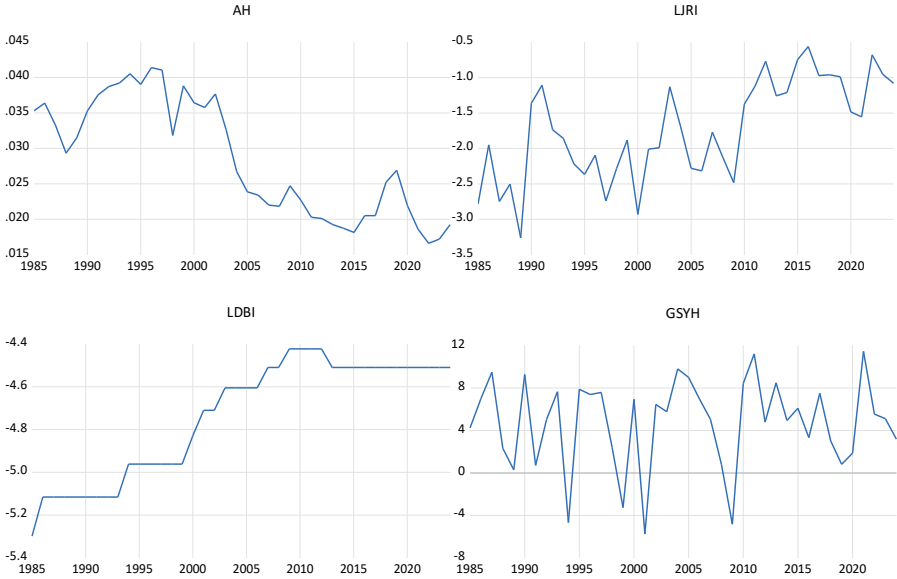
Tablo 3. Tanımlayıcı İstatistikler

	AH	LJRI	LDBI	GSYH
Ortalama	0.0285	-1.7335	-4.7374	4.7302
Medyan	0.0268	-1.7534	-4.6052	5.3223
Maksimum	0.0414	-0.5613	-4.4229	11.4394
Minimum	0.0166	-3.2630	-5.2983	-5.7500
Standart Sapma	0.0083	0.7040	0.2757	4.2714
Çarpıklık	0.1321	-0.1993	-0.4714	-0.8168
Basıklık	1.4678	2.0514	1.6235	3.1654
J-B olasılık	4.0292 (0.1334)	1.7644 (0.4139)	4.6395 (0.0983)	4.4931 (0.1058)
Gözlem sayısı	40	40	40	40

Şekil 2’de değişkenlerin zaman serisi grafikleri verilmektedir. 1985 sonrası yükseliş gösteren askeri harcamalar 2000’lerden itibaren azalma eğilimine

girerken, son yıllarda ise kısmi bir artış sergilemektedir. Bu eğilim, serinin uzun dönemli bir düşüş trendi içinde olduğunu göstermektedir. Jeopolitik risk endeksinin logaritması dalgalı bir seyir izlerken özellikle 2000 sonrası dönemde görece daha yüksek seviyelerde gerçekleşmektedir. Dalgalı seyir, endeksin dönemsel şoklara duyarlı olduğunu ortaya koymaktadır. Dünya belirsizlik endeksinin logaritması 1985'ten itibaren kademeli bir artış gösterirken, 2010'lardan sonra ise daha durağan bir seyir izlemektedir. Bu görünüm, belirsizliğin zaman içinde daha yüksek bir düzeye oturduğunu ima etmektedir. Ekonomik büyüme ise dönemler itibarıyla dalgalı bir seyir izlerken, bazı yıllarda güçlü artışlar, bazı yıllarda ise belirgin yavaşlamalar yaşamaktadır.

Şekil 2. Zaman Serisi Grafikleri



2.2. Metodoloji

Bu çalışma, ampirik kısmı hesaplamak için ARDL sınır tekniğini kullanmaktadır. Bu teknik, modelin bağımsız ve bağımlı serileri arasında uzun vadeli bir ilişki olup olmadığını test eder. Böylece, kısa vadeli parametreler, uzun vadeli katsayılar ve uzun vadeli dengeye yönelik bir hata düzeltme terimi üretir. Pesaran vd. (2001) tarafından geliştirilen bu yöntem hem farklı bütünleşme derecelerine sahip olsalar bile kullanılabilirliğinden hem de küçük örneklemlemlerle de iyi sonuçlar vermesinden dolayı diğer eşbütünleşme yöntemlerinden ayrılmaktadır. Sadece değişkenlerin bütünleşme derecelerinin $I(2)$ olmaması gerekmektedir. Analizde kullanılan değişkenlere uyarlanmış ARDL modeli aşağıdaki gibidir.

$$\Delta AH_t = \gamma_0 + \sum_{i=1}^k \gamma_1 \Delta AH_{t-i} + \sum_{i=0}^k \gamma_2 \Delta LJRI_{t-i} + \sum_{i=0}^k \gamma_3 \Delta LDBI_{t-i} + \sum_{i=0}^k \gamma_4 \Delta GSYH_{t-i} + \gamma_5 AH_{t-1} + \gamma_6 LJRI_{t-1} + \gamma_7 LDBI_{t-1} + \gamma_8 GSYH_{t-1} + \varepsilon_t \quad (1)$$

Toda-Yamamoto (1995) tarafından geliştirilen nedensellik yaklaşımı, değişkenler arasındaki nedensellik ilişkilerini serilerin durağanlık düzeylerinden bağımsız olarak analiz etme imkânı sağlamaktadır. Bu yöntem, değişkenlerin maksimum bütünleşme derecesi (d_{max}) belirlendikten sonra uygun gecikme uzunluğu (k) ile kurulan VAR modelinin ($k + d_{max}$) gecikme ile tahmin edilmesine dayanmaktadır. Ardından sadece ilk k gecikmeye ilişkin Wald kısıtları test edilmekte ve böylece olası yanlış durağanlaştırma veya eşbütünleşme tespitlerindeki hataların etkisi azaltılmaktadır. Bu yönüyle Toda-Yamamoto yaklaşımı, geleneksel Granger nedensellik testine kıyasla daha güvenilir sonuçlar sunmakta ve makroekonomik zaman serilerinde yaygın olarak tercih edilmektedir. Değişkenlere ait Toda-Yamamoto (1995) nedensellik testine ait VAR modeli aşağıdaki gibi kurulmaktadır.

$$AH_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^k \beta_i AH_{t-i} + \sum_{i=1}^k \gamma_i LJRI_{t-i} + \sum_{i=1}^k \phi_i LDBI_{t-i} + \sum_{i=1}^k \eta_i GSYH_{t-i} + \sum_{j=k+1}^{k+d_{max}} \tilde{\beta}_j AH_{t-j} + \sum_{j=k+1}^{k+d_{max}} \tilde{\gamma}_j LJRI_{t-j} + \sum_{j=k+1}^{k+d_{max}} \tilde{\phi}_j LDBI_{t-j} + \sum_{j=k+1}^{k+d_{max}} \tilde{\eta}_j GSYH_{t-j} + u_t \quad (2)$$

3. AMPİRİK BULGULAR

Bu bölümde jeopolitik risk endeksi, dünya belirsizlik endeksi ve ekonomik büyümenin askeri harcamalar üzerindeki etkisi incelenmektedir. Öncelikle değişkenlerin durağanlıkları ADF ve PP birim kök testleri ile analiz edilmektedir. Ardından, değişkenlerin durağanlık mertebeleri dikkate alınarak uzun ve kısa dönem ilişkileri tahmin etmek amacıyla ARDL sınır testi uygulanmaktadır. Daha sonra bağımsız değişkenler ile askeri harcamalar arasındaki nedensellik ilişkisi Toda-Yamamoto yöntemi kullanılarak değerlendirilmektedir. Sabit ve trendli durum için ADF ve PP birim kök testlerine ait sonuçlar Tablo 4'te sunulmaktadır.

Tablo 4. ADF ve PP Birim Kök Test Sonuçları

Değişkenler	ADF	PP	Karar
AH	-2.2201 (0.4657)	-1.0118 (0.7396)	I(1)
Δ AH	-6.0417 (0.0000)*	-6.1359 (0.000)*	
LJRI	-4.4107 (0.0060)*	-4.3860 (0.0064)*	I(0)
LDBI	-1.1535 (0.9061)	-1.1963 (0.8974)	I(1)
Δ LDBI	-6.7614 (0.0000)*	-6.6940 (0.0000)*	
GSYH	-6.5306 (0.0000)*	-7.9532 (0.0000)*	I(0)

Not: *, %1 düzeyinde anlamlılığı ifade etmektedir. Parantez içindeki ifadeler olasılık değerlerini göstermektedir.

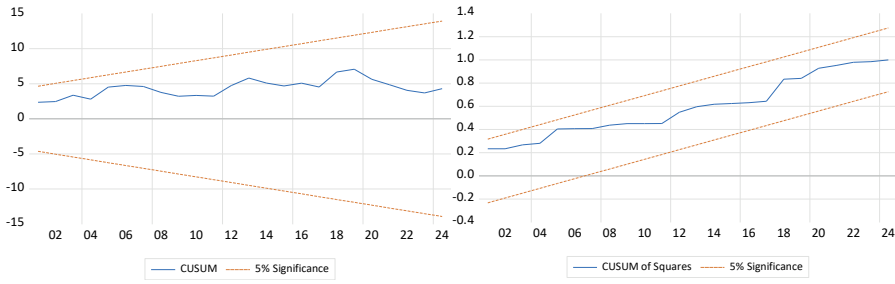
Tablo 4'ten askeri harcamalar ve dünya belirsizlik endeksinin birinci farkları alındıktan sonra durağan oldukları (I(1)), jeopolitik risk endeksi ile ekonomik büyümenin ise düzey değerinde durağan oldukları (I(0)) sonucuna ulaşılmaktadır. ARDL sınır testi ile uzun ve kısa dönem katsayı tahmini yapılmadan önce ARDL(1,0,3,4) modelinin kalıntılarında serisel korelasyon, değişen varyans, spesifikasyon hatası, normallik sorunu ve parametre istikrarı için tanılayıcı testlerin yapılması gerekmektedir. Bu testlere ait sonuçlar Tablo 5 ve Şekil 3'de sunulmaktadır.

Tablo 5. Tanılayıcı Test Sonuçları

Test	İstatistik değeri	Olasılık değeri	Sonuç
Breusch-Godfrey LM Testi (Seri Korelasyon)	0.7096	0.5027	Seri korelasyon yok
Breusch-Pagan-Godfrey Testi (Değişen Varyans)	1.4776	0.2041	Değişen varyans yok
Jarque-Bera Testi (Normallik)	0.8096	0.6671	Artıkların dağılımı normal
Ramsey RESET Testi (Model Kurma Hatası)	0.9882	0.3305	Modelin kurulumu doğru

Tablo 5'ten kurulan modelde serisel korelasyon ve değişen varyansın olmadığı, artıkların dağılımının normal olduğu ve spesifikasyon hatası olmadığı yani modelin doğru kurulduğu sonucuna ulaşılmaktadır. Şekil 2'den tahmin edilen parametrelerin istikrar koşulunu sağlayıp sağlamadıkları CUSUM ve CUSUMSQ grafikleri ile elde edilmiş ve %95 güven sınırları içinde parametrelerin istikrar koşulunu sağladığı görülmektedir.

Şekil 3. CUSUM ve CUSUMSQ Testi Sonuçları



Tablo 6'dan hesaplanan F-istatistiği değeri 5.2849 olup bu değer, %5 anlamlılık düzeyi için alt sınır (3.615) ile üst sınır (4.913) değerlerinin üzerinde, aynı zamanda %1 anlamlılık düzeyi için alt sınır (5.198) değerinin de üstünde yer almaktadır. Dolayısıyla değişkenler arasında uzun dönemde eşbütünleşme ilişkisinin var olduğu sonucuna ulaşılmaktadır.

Tablo 6. Sınır Testi Sonuçları

	Anlamlılık Düzeyi	I(0)	I(1)
F-istatistiği=5.2849	%1	5.198	6.845
k=3	%5	3.615	4.913
	%10	2.958	4.100

Tablo 7'den jeopolitik risk endeksinin logaritması (LJRI) için katsayı 0.0050 olup istatistiksel olarak anlamlı değildir ($p=0.1637$). Bu sonuç, jeopolitik risklerdeki değişimlerin uzun dönemde askeri harcamalar üzerinde anlamlı bir etkisinin bulunmadığını göstermektedir. Dünya belirsizlik endeksinin logaritması (LDBI) için katsayı -0.0406 olup %1 anlamlılık düzeyinde istatistiksel olarak anlamlıdır ($p=0.0001$). Bu bulgu, küresel belirsizliklerdeki artışların uzun dönemde askeri harcamaları azaltıcı bir etki yarattığını ortaya koymaktadır. Ekonomik büyümenin katsayısı 0.0006 olup istatistiksel olarak anlamlı değildir ($p=0.6533$). Dolayısıyla ekonomik büyümenin uzun dönemde askeri harcamalar üzerinde anlamlı bir etkisi bulunmamaktadır.

Tablo 7. Uzun Dönem Katsayı Sonuçları

Değişken	Katsayı	Standart hata	Olasılık
LJRI	0.0050	0.0035	0.1637
LDBI	-0.0406	0.0085	0.0001*
GSYH	0.0006	0.0012	0.6533

Not: *, %1 düzeyinde anlamlılığı ifade etmektedir.

Tablo 8'den kısa dönem tahmin sonuçlarına göre, dünya belirsizlik endeksinin logaritması ve gecikmeli değerleri incelendiğinde yalnızca ikinci gecikmenin katsayısı 0.0382 olup %1 düzeyinde anlamlı bulunmuştur ($p=0.0002$). Bu sonuç, küresel belirsizliklerde iki dönem önce yaşanan artışların kısa dönemde askeri harcamaları artırıcı yönde etkilediğini göstermektedir. Ekonomik büyümenin değişimleri açısından bakıldığında, cari dönem katsayısı (-0.0002 , $p=0.0111$) ile bir, iki ve üç dönem gecikmeli katsayılar (-0.0005 , -0.0003 , -0.0003) istatistiksel olarak anlamlıdır ($p<0.01$). Bu bulgu, kısa dönemde ekonomik büyümenin artışının askeri harcamaları azalttığını ve bu etkinin birkaç dönem boyunca devam ettiğini ortaya koymaktadır. Jeopolitik risk endeksi (JRI) için ise kısa dönem katsayısı tabloda yer almamaktadır. Bunun nedeni, model seçiminde bu değişkenin gecikme uzunluğunun 0 olarak belirlenmiş olmasıdır; bu durumda değişken yalnızca uzun dönem parametreleri içerisinde yer almaktadır. Hata düzeltme terimine (HDT) ait t-istatistik değeri -4.8767 'dir. Bu değer için elde edilen p-değeri standart t dağılımına uymadığı için doğrudan güvenilir kabul edilmemektedir. Bu nedenle hata düzeltme teriminin anlamlılığını sınamak amacıyla t-sınır testi uygulanmıştır. Elde edilen t-istatistiği değeri, %1 anlamlılık düzeyine ait üst kritik değeri (4.37) mutlak değer olarak aştığından hata düzeltme katsayısı istatistiksel olarak anlamlı bulunmuştur. Ayrıca katsayının negatif olması, modelde beklenildiği şekilde uzun dönem dengenin kısa dönemli sapmalardan sonra yeniden sağlandığını göstermektedir.

Tablo 8. Kısa Dönem Tahmini

Değişken	Katsayı	Std. Hata	t-istatistiği	Olasılık değeri
$\Delta LDBI$	-0.0116	0.0087	-1.3314	0.1956
$\Delta LDBI(-1)$	0.0054	0.0086	0.6269	0.5366
$\Delta LDBI(-2)$	0.0382	0.0087	4.4081	0.0002*
$\Delta GSYH$	-0.0002	0.0001	-2.7535	0.0111**
$\Delta GSYH(-1)$	-0.0005	0.0001	-5.9197	0.0000*
$\Delta GSYH(-2)$	-0.0003	0.0001	-3.8284	0.0008*
$\Delta GSYH(-3)$	-0.0003	0.0001	-4.2099	0.0003*
$HDT(-1)$	-0.3386	0.0694	-4.8767	0.0001

Not: * ve **, sırasıyla %1 ve %5 düzeylerinde anlamlılığı ifade etmektedir.

Tablo 9'daki Toda–Yamamoto nedensellik testi sonuçlarına göre, jeopolitik risk endeksinden askeri harcamalara doğru herhangi bir nedensellik ilişkisi tespit edilmemiştir. Dünya belirsizlik endeksinden askeri harcamalara doğru nedensellik ilişkisi bulunduğu görülmektedir. Bu sonuç, küresel belirsizlik düzeylerindeki değişimlerin askeri harcamaları etkilediğini göstermektedir. Ayrıca ekonomik büyümeden askeri harcamalara doğru da nedensellik ilişkisi olduğu tespit edilmiştir. Bu bulgu, ekonomik büyümedeki değişimlerin askeri harcamalar üzerinde anlamlı bir nedensellik ilişkisine sahip olduğunu ortaya koymaktadır.

Tablo 9. Toda–Yamamoto Nedensellik Sonuçları

Nedenselliğin Yönü	Gecikme Uzunluğu ($k = 1, d_{\max} = 1$)	χ^2	p-değeri	Sonuç
LJRI $\rightarrow$ AH	2	1.2527	0.2630	Nedensellik yok
LDBI $\rightarrow$ AH	2	13.6278	0.0002	Nedensellik var
GSYH $\rightarrow$ AH	2	4.6876	0.0304	Nedensellik var

4. SONUÇ

Bu çalışmada jeopolitik risk endeksi (LJRI), dünya belirsizlik endeksi (LDBI) ve ekonomik büyümenin (GSYH) Türkiye'de askeri harcamalar üzerindeki etkileri ARDL sınır testi ve Toda–Yamamoto nedensellik analizi ile incelenmiştir.

Analiz sonuçları, değişkenler arasında uzun dönemli bir eşbütünleşme ilişkisi bulunduğunu göstermektedir. Uzun dönem katsayı tahminleri,

jeopolitik risklerin ve ekonomik büyümenin askeri harcamalar üzerinde anlamlı bir etkisinin olmadığını ortaya koyarken; dünya belirsizlik endeksinin anlamlı ve negatif katsayısı, küresel belirsizliklerdeki artışın uzun dönemde Türkiye'nin askeri harcamalarını azalttığını göstermektedir. Jeopolitik risklerin uzun dönemde etkisiz bulunması, Türkiye özelinde raporlanan bazı bulgularla uyumludur (Efe ve Aydın, 2023; Çobanoğulları, 2025); öte yandan farklı ülke örneklerinde pozitif ilişki raporlandığı da bilinmektedir (Buzdağlı ve Özdemir, 2021; Barış ve Barış, 2024; Matallah, 2024; Waszkiewicz, 2025). GSYH için uzun dönemde anlamlı etki saptanmaması, literatürdeki karma bulgular bağlamında Türkiye örneğinin pozitif (Buzdağlı ve Özdemir, 2021; Değirmenci vd., 2024) ve negatif (Efe ve Aydın, 2023) sonuçlardan ayrıştığını göstermektedir. LDBI'nin uzun dönem negatif etkisi ise, Türkiye'de ekonomik politika belirsizliği üzerinden raporlanan negatif bulgularla kısmen örtüşmekte (Değirmenci vd., 2024) ve doğrudan küresel belirsizliğe odaklanması bakımından literatürde çoğunlukla ihmal edilen bir boyutu görünür kılmaktadır. Bu bulgu, küresel ölçekte ekonomik ve politik belirsizliklerin yoğunlaştığı dönemlerde Türkiye'nin savunma bütçesini görece daha ihtiyatlı yönettiğine işaret etmektedir.

Kısa dönem katsayıları ise belirsizliklerdeki artışların askeri harcamaları artırdığını ortaya koymaktadır. Bu durum, belirsizliklerin ilk anda bütçe üzerinde kısıtlayıcı bir etki yaratsa da, sonraki dönemlerde güvenlik kaygılarının ağır basmasıyla askeri harcamaların artırıldığını göstermektedir. Bu sonuç, belirsizliklerin kısa dönemde askeri harcamalar üzerinde pozitif etkilerini ortaya koyan literatürle paralellik arz etmektedir (Sweidan, 2023; Waszkiewicz, 2025). Ekonomik büyüme oranı ise kısa dönemde negatif katsayılara sahiptir; bu da Türkiye'de ekonomik genişleme dönemlerinde savunma harcamalarının görece kısılabildiğini, daralma dönemlerinde ise daha fazla önem kazandığını işaret etmektedir. Bu bulgu, ekonomik büyümenin kısa dönemde savunma harcamaları üzerinde negatif etkisi olduğunu ortaya koyan Türkiye çalışmalarını (Efe ve Aydın, 2023) desteklerken, pozitif ilişki bulan araştırmalardan (Buzdağlı ve Özdemir, 2021; Değirmenci vd., 2024) ayrışmaktadır.

Hata düzeltme teriminin negatif ve anlamlı çıkması, kısa dönem sapmalarının uzun dönemde dengeye döndüğünü teyit etmektedir. Toda-Yamamoto nedensellik testi sonuçları ise jeopolitik risklerden askeri harcamalara doğru herhangi bir nedensellik bulunmadığını, ancak dünya belirsizlik indeksi ile ekonomik büyümeden askeri harcamalara doğru tek yönlü nedensellik ilişkileri olduğunu göstermektedir.

Türkiye özelinde bu bulgular, savunma bütçesinin doğrudan jeopolitik risklerden ziyade dünya belirsizlik endeksi ve iç ekonomik dinamiklerden etkilendiğini göstermektedir. Jeopolitik risklerin istatistiksel olarak anlamlı bir etkisinin olmaması, Türkiye'nin jeopolitik olarak riskli bir coğrafyada bulunmasına rağmen savunma harcamalarının daha çok uzun vadeli stratejik planlamaya ve bütçe imkanlarına bağlı olduğuna işaret etmektedir. Buna karşılık küresel belirsizliklerin hem kısa hem uzun dönemde farklı yönlerde etkiler göstermesi, Türkiye'nin küresel ekonomik dalgalanmalara karşı savunma bütçesinde esneklik ihtiyacını ortaya koymaktadır. Ekonomik büyümeden askeri harcamalara doğru nedensellik ilişkisinin varlığı ise, Türkiye'de mali kapasitenin doğrudan savunma harcamalarını belirleyen temel unsurlardan biri olduğunu göstermektedir.

Politika yapıcılar açısından bu sonuçlar, Türkiye'nin savunma bütçesini belirlerken yalnızca bölgesel güvenlik tehditlerini değil, aynı zamanda küresel ekonomik koşulları ve iç ekonomik büyüme dinamiklerini de dikkate alması gerektiğini ortaya koymaktadır. Uzun dönemde küresel belirsizliklerin azaltıcı etkisi, mali sürdürülebilirlik kaygılarının belirsizlik dönemlerinde öne çıktığını; kısa dönemdeki artırıcı etki ise güvenlik kaygılarının zamanla ağır bastığını göstermektedir. Dolayısıyla, Türkiye'nin savunma politikalarının hem makroekonomik istikrarı hem de güvenlik ihtiyaçlarını birlikte gözeten, esnek bir bütçe stratejisine dayanması önem arz etmektedir.

Kaynakça

- Ahir, H., Bloom, N. & Furceri, D. (2022), World Uncertainty Index, NBER Working Paper 29763, National Bureau of Economic Research, Inc.
- Barış, S., & Barış, A. (2024). Jeopolitik Riskler Savunma Harcamalarını Etkiliyor mu? Panel ARDL Yaklaşımı ile Bir Analiz. *International Journal of Social Inquiry*, 17(1), 69-85. <https://doi.org/10.37093/ijisi.1428209>
- Buzdağlı, Ö., & Özdemir, D. (2021). Jeopolitik risk endeksinin askeri harcamalar üzerindeki etkisi. *Süleyman Demirel Üniversitesi Vizyoner Dergisi*, 12(29), 188-203. <https://doi.org/10.21076/vizyoner.761633>
- Caldara, D., & Iacoviello, M. (2022). Measuring geopolitical risk. *American Economic Review*, 112(4), 1194-1225. <https://doi.org/10.1257/aer.20191823>
- Çobanoğulları, G. (2025). Geopolitical Risk, Military Expenditure, and Inflation Linkage in Türkiye: Insights from Wavelet-Partial Coherence Analysis. *Computational Economics*, 1-19. <https://doi.org/10.1007/s10614-025-11066-0>
- Değirmenci, T., Ünsal, Y., & Cengiz, Y. (2024). Türkiye’de politik istikrar, ekonomik politika belirsizliği ve ekonomik büyümenin askeri harcamalar üzerindeki etkisi. *Politik Ekonomik Kuram*, 8(2), 370-384. <https://doi.org/10.30586/pck.1422314>
- Demirci, O., & Ayyıldız, F. V. (2023). Jeopolitik risklerin ve savunma harcamalarının iktisadi büyümeyle ilişkisi: MIST ülkeleri örneği. *Fiscaoeconomia*, 7(3), 1929-1947. <https://doi.org/10.25295/fsecon.1277050>
- Dunne, J. P., & Tian, N. (2013). Military expenditure and economic growth: A survey. *The Economics of Peace and Security Journal*, 8(1), 5-11. <https://doi.org/10.15355/epsj.8.1.5>
- Dunne, J. P., & Tian, N. (2017). Military expenditure, economic growth and heterogeneity. In J. Brauer & M. Chatterji (Eds.), *Defense Spending, Natural Resources, and Conflict* (pp. 25-42). Routledge.
- Efe, E., & Aydın, Ü. (2023). Makroekonomik değişkenlerin ve jeopolitik risk endeksinin savunma harcamalarına etkisi. *Eskişehir Osmangazi Üniversitesi Sosyal Bilimler Dergisi*, 24(3), 692-707. <https://doi.org/10.17494/ogusbd.1317847>
- Efe, E., & Aydın, Ü. (2025). The Nexus Between Defense Expenditures, Geopolitical Risk, Political Stability and Macroeconomic Indicators: Evidence from Türkiye. *Dumlupınar Üniversitesi Sosyal Bilimler Dergisi*, (84), 283-301. <https://doi.org/10.51290/dpusbe.1631179>
- Gallagher, M. (2025). The cost of proximity: Geopolitical and economic influences on East Asia’s defense spending. *Comparative Strategy*, 1-24. <https://doi.org/10.1080/01495933.2025.2504473>

- Golkhandan, A., & Mansour, S. M. (2024). The Asymmetric Impact of Global Geopolitical Risk on Defense Spending in Iran in the Form of VECM Model. *33*(127), 121-152.
- Khan, K., Su, C. W., & Rizvi, S. K. A. (2022). Guns and blood: A review of geopolitical risk and defence expenditures. *Defence and Peace Economics*, *33*(1), 42-58. <https://doi.org/10.1080/10242694.2020.1802836>
- Matallah, S. (2024). Dynamics of Military Spending in the GCC Countries: A Deeper Insight into the Role of Oil Revenues, Geopolitical Risks, Enmities, and Alliances. *Journal of the Knowledge Economy*, *16*, 11096-11116. <https://doi.org/10.1007/s13132-024-02319-8>
- Pesaran, M. H., Shin, Y., & Smith, R. J. (2001). Bounds testing approaches to the analysis of level relationships. *Journal of Applied Econometrics*, *16*(3), 289-326. <https://doi.org/10.1002/jac.616>
- Song, Y., & Chen, B. (2024). Are the defense policy and military expenditure in China economically or politically driven? *Journal of Chinese Political Science*, 1-28. <https://doi.org/10.1007/s11366-024-09884-4>
- Stockholm International Peace Research Institute (SIPRI) (2025). *SIPRI Military Expenditure Database*. <https://milex.sipri.org>. Erişim tarihi: 10.07.2025
- Sweidan, O. D. (2023). Geopolitical risk and military expenditures: Evidence from the US economy. *Russian Journal of Economics*, *9*(2), 201-218. <https://doi.org/10.32609/j.ruje.9.97733>
- Toda, H. Y., & Yamamoto, T. (1995). Statistical inference in vector autoregressions with possibly integrated processes. *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)
- Tran, M. P. B., & Vo, D. H. (2024). Can local and global geopolitical risk predict governments' military spending behaviour? International evidence. *Scottish Journal of Political Economy*, *71*(4), 588-603. <https://doi.org/10.1111/sjpe.12382>
- Waszkiewicz, G. (2025). Geopolitical Risk and Military Spending in Poland. *Krakow Review of Economics and Management*, *2*(1008), 181-198. <https://doi.org/10.15678/krem.18626>
- Yakovlev, P. (2007). Arms trade, military spending, and economic growth. *Defence and Peace Economics*, *18*(4), 317-338. <https://doi.org/10.1080/10242690601099679>

Gelir Eşitsizliği ve İnsani Gelişmişlik Arasındaki İlişki: Panel Var Modeli

Tuğba Yılmaz¹

Özet

Bu çalışma, alt ve üst orta gelirli ülkelerde gelir eşitsizliği ile insani gelişmişlik arasındaki etkileşimi 2005–2023 dönemi için panel veri seti üzerinden Panel VAR yöntemiyle incelemektedir. Gelir eşitsizliği göstergesi olarak, özellikle uç gelir gruplarını daha iyi yansıtan Palma oranı; insani gelişmişlik düzeyinin ölçümünde ise İnsani Gelişmişlik Endeksi (HDI) kullanılmıştır. Ampirik bulgular, söz konusu ülkelerde gelir eşitsizliği ile insani gelişmişlik arasında doğrudan ve güçlü bir nedensellik ilişkisi bulunmadığını göstermektedir. Granger nedensellik testi ve varyans ayrıştırması sonuçları, her iki değişkenin büyük ölçüde kendi içsel dinamikleri tarafından şekillendiğini, karşılıklı olarak birbirlerinin gelecek değerlerini açıklamada sınırlı etkiye sahip olduğunu ortaya koymuştur. Bu sonuç, literatürde yer alan bazı çalışmalarla örtüşmekte olup, eşitsizlik ve kalkınma arasındaki ilişkinin bağlamsal ve ülke özelliklerine duyarlı olduğunu göstermektedir. Özellikle sosyal altyapı, kamu politikaları ve ekonomik yapının farklılığı, eşitsizlik ve insani gelişmişlik arasındaki ilişkinin yönünü değiştirebilmektedir. Çalışmanın bulguları, insani gelişmişliğin kısa vadeli gelir dağılımı dalgalanmalarından ziyade daha yapısal ve uzun vadeli politik müdahalelerle şekillendiğini ortaya koymaktadır. Eğitim, sağlık, sosyal koruma ve fırsat eşitliğini önceleyen reformlar, yalnızca insani gelişmişliği artırmakla kalmayıp, daha adil ve sürdürülebilir bir ekonomik yapının inşasına da katkı sağlayacaktır. Bu yönüyle çalışma, gelir eşitsizliği ve kalkınma ilişkisine dair kavramsal ve yöntemsel düzeyde literatüre ve politika tartışmalarına katkı sunmaktadır.

1 Öğr. Gör. Dr., Aksaray Üniversitesi, Rektörlük, Kalite Koordinatörlüğü
tugba.yilmaz@aksaray.edu.tr / tugbayilmaz013@gmail.com, ORCID: 0000-0003-4018-1136

GİRİŞ

Küresel düzeyde kalkınma tartışmalarının merkezinde yer alan gelir eşitsizliği ve insani gelişmişlik kavramları, yalnızca ekonomik refahın dağılımını değil, aynı zamanda sosyal adaletin, fırsat eşitliğinin ve sürdürülebilir kalkınmanın temel göstergelerini temsil etmektedir. 20. yüzyılın ikinci yarısından itibaren ekonomik büyüme ile toplumsal refah arasında doğrudan bir bağ kurulmuş olsa da günümüzde bu yaklaşım yerini çok boyutlu bir kalkınma anlayışına bırakmıştır. Bu bağlamda, yalnızca kişi başına düşen gelir düzeyleri değil; eğitim, sağlık, yaşam süresi ve bireylerin yaşam kalitesi gibi göstergeler de gelişmişliğin belirleyici unsurları arasında değerlendirilmeye başlanmıştır (UNDP, 2023).

Toplumsal yapı çerçevesinde ortaya çıkan dinamikler dikkate alındığında, gelir eşitsizliği, ekonomik büyümenin herkese eşit düzeyde yansımadağı durumlarda sosyal dışlanma, toplumsal huzursuzluk ve yapısal adaletsizlikler gibi olguları beraberinde getirebilmektedir. Bu durum, bireylerin temel hizmetlere erişiminde farklılıklar yaratarak insan gelişimini doğrudan ya da dolaylı bir şekilde etkileyebilmektedir (Ferreira vd., 2022). Özellikle gelişmekte olan ülkelerde, gelir eşitsizliğinin artması; eğitim düzeyinde azalma, sağlık hizmetlerine erişimde sınırlılık ve yaşam kalitesinde düşüş gibi sonuçlar doğurarak insani gelişmişlik düzeylerini aşağı çekmektedir (Logar ve Nizami, 2022).

Gelir eşitsizliği ile insani gelişmişlik arasındaki ilişki, kalkınma ekonomisi literatüründe sıklıkla ele alınan konular arasında yer almaktadır. Ancak mevcut literatür incelendiğinde, bu iki değişken arasındaki dinamik ilişkinin çoğu zaman sınırlı bir örneklem seti ile, gelişmiş ülkeler ekseninde ve çoğunlukla Gini katsayısı gibi geleneksel eşitsizlik göstergeleriyle analiz edildiği görülmektedir (Castells-Quintana vd., 2022; Logar ve Nizami, 2022). Bu yaklaşım, özellikle gelişmekte olan ülkelerin sosyal ve ekonomik yapılarına özgü eşitsizlik dinamiklerini yeterince yansıtamamakta ve literatürde önemli bir boşluk bırakmaktadır.

Diğer yandan, insani gelişmişliği ölçen İnsani Gelişmişlik Endeksi (İGE) genellikle mutlak değerler üzerinden değerlendirildiğinden, ülkeler arası ve dönemsel farklılıkların etkileşimli olarak incelenmesine olanak tanımamaktadır. Oysa Smits ve Permanyer (2019) ile De Neve vd. (2020) gibi araştırmacıların yapmış olduğu araştırmalar, İGE'nin alt ulusal ya da yıllık düzeyde analiz edildiğinde daha derinlikli sonuçlar sunduğunu ve bölgesel eşitsizlikleri görünür kıldığını ortaya koymaktadır. Bununla birlikte, gelir eşitsizliğinin İGE üzerindeki etkisine ilişkin uzun dönemli panel veri

analizlerinin sayıca sınırlı olması, ampirik açıdan hâlâ önemli bir araştırma ihtiyacına işaret etmektedir.

Bu bağlamda çalışmanın temel katkısı, literatürde görece az kullanılan Palma Oranı ile İGE arasında uzun yıllara yayılan bir veri seti ile panel veri analizi gerçekleştirmesidir. Palma oranı, en zengin %10'un gelirinin en yoksul %40'ın gelirine oranlanmasıyla hesaplanmakta olup, gelir dağılımının uç kesimlerine odaklanan yapısıyla geleneksel ölçütlere kıyasla eşitsizliklerin yoğunluğunu daha çarpıcı bir biçimde ortaya koyabilmektedir (Cobham vd., 2016). Bu yönüyle, eşitsizliğin yapısal karakterini daha net analiz edebilmek adına güçlü bir araç sunmaktadır. Çalışmada kullanılan veri seti, Dünya Bankası'nın 2024 yılı gelir sınıflandırmasına göre alt ve üst orta gelir grubunda yer alan ülkelerden oluşturulmuştur. Bu ülkeler, bir yandan ekonomik kalkınma sürecinde ilerleme kaydetmiş; diğer yandan ise yüksek eşitsizlik ve sosyo-ekonomik kırılganlıklarla mücadele etmiştir (Basumatary vd., 2024). Dolayısıyla, bu ülkelerin sürdürülebilir kalkınma açısından insani gelişmişlik endeksi ve gelir eşitsizliği arasındaki heterojen yapının panel veri yöntemleri ile incelenmesi önem arz etmektedir.

Buradan hareketle çalışma, ele alınan ülke grubu için 2005-2023 yılları arasında yıllık olarak toplanan İGE ve Palma Oranı verileriyle oluşturulan veri seti üzerinden dinamik bir analiz imkânı sunmaktadır. Panel VAR yöntemi aracılığıyla yapılan bu analiz, literatürde sıkça kullanılan durağan modellerin ötesine geçerek değişkenler arasındaki nedensellik ilişkilerini de sorgulama olanağı sağlamaktadır (Canova ve Ciccarelli, 2013). Çalışma, hem metodolojik açıdan hem de seçilen veri yapısıyla literatürdeki önemli bir boşluğu doldurmayı amaçlamaktadır. Özellikle gelişmekte olan ülkeler odağında, gelir eşitsizliği ile insani gelişmişlik arasında göz ardı edilmiş dinamikleri ortaya çıkarmayı hedeflemektedir. Bu yönüyle araştırmanın, yalnızca akademik değil, aynı zamanda kalkınma politikaları açısından da önemli bir bilgi temeli sunacağı düşünülmektedir. Literatürdeki bu boşluğu anlamlandırabilmek için, öncelikle gelir eşitsizliğini ölçmekte kullanılan yöntemlerin açıklanması önemlidir.

1. GELİR EŞİTSİZLİĞİ KAVRAMI VE ÖLÇÜM YÖNTEMLERİ

Gelir eşitsizliği, birey ya da gruplar arasındaki ekonomik kaynakların, özellikle gelir ve servetin dengesiz bir şekilde dağılımını ifade eden karmaşık bir kavramdır. Bu eşitsizliğin toplumdaki etkilerinin anlaşılabilmesi için doğru bir biçimde ölçülmesi oldukça önemlidir. Gelir eşitsizliğinin ölçülmesinde kullanılan çeşitli metodolojik kavramlar bulunmakta olup, bu

kavramların her biri kendi teorik temeline ve pratik uygulama alanlarına sahiptir. Literatürde yer alan önemli ölçüm yöntemleri aşağıda sıralanmıştır.

- Gini Katsayısı: Gelir dağılımını 0 (mükemmel eşitlik) ve 1 (mükemmel eşitsizlik) arasında bir ölçekte ölçen yaygın bir şekilde kullanılmakta olan bir ölçüdür. Bu katsayı, Lorenz eğrisi aracılığıyla nüfus genelinde gelir dağılımındaki farklılıkların geometrik olarak tanımlanmasıyla elde edilmektedir (Lorenz, 1905). Tüm nüfus genelinde gelir dağılımındaki değişikliklere duyarlı bir ölçüm tekniğidir (Basso ve Lisciandra, 2024). Gelir farklarının ortalamaya göre normalize edilmiş toplamı alınmaktadır:

$$G = \frac{\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n |y_i - y_j|}{2n^2 \mu} \#(1)$$

Burada, y_i bireylerin gelirlerini, μ ortalama geliri, n birey sayısını ifade etmektedir.

- Theil Endeksi: Bu ölçü, eşitsizliği grup içinde ve grup arasında bileşenlere ayırarak eşitsizliğin kaynakları hakkında bilgi sağlamaktadır (Przekota, 2021). Bireylerin gelirinin ortalamaya oranının logaritması alınarak hesaplanmaktadır:

$$T = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \left(\frac{y_i}{\mu} \cdot \ln \frac{y_i}{\mu} \right) \#(2)$$

Gelirlerin çeşitliliği ve dengesizliği logaritmik yapıyla ölçülmektedir.

- Kukula Katsayısı: Ortalamanın üzerindeki gelir transferlerine odaklanan ve gelir dağılımındaki değişikliklere farklı bir bakış açısı sunarak daha yeni bir ölçü olarak kullanılmaktadır (Przekota, 2021). Yalnızca ortalamanın üzerindeki gelirler dikkate alınarak bu değerler için kare farkların ortalaması hesaplanmaktadır:

$$K = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \left(\frac{y_i - \mu}{\mu} \right)^2 \cdot I(y_i > \mu) \#(3)$$

Burada, $I(y_i > \mu)$ sadece ortalamanın üzerindeki için 1, diğerleri için ise 0 değeri almaktadır.

- Palma Oranı: Bu oran, en zengin %10 ile en yoksul %40'ın gelir paylarını karşılaştırarak en zengin ve en yoksul kesimler arasındaki eşitsizlikleri ortaya koymaktadır (Cobham vd., 2016). Gelir eşitsizliği iki uç grup arasındaki oranla ölçülmektedir:

$$Palma = \frac{G_{10}}{G_{40}} \#(4)$$

G_{10} ; en zengin %10'un gelir payını gösterirken, G_{40} ; en yoksul %40'ın gelir payını göstermektedir.

Gelir eşitsizliği ölçümlerine yönelik olarak Gini katsayısı, Theil endeksi, Kukula katsayısı ve Palma oranı gibi çeşitli göstergeler, toplumlar arasındaki ekonomik dengesizlikleri farklı yönlerden değerlendirme imkânı sunmaktadır. Bu göstergeler aracılığıyla, gelir dağılımında yaşanan adaletsizliklerin boyutu sayısal olarak ortaya çıkartılırken ülkeler arası karşılaştırmalar yapılabilir. Fakat ekonomik eşitsizlikler yalnızca gelir dağılımı çerçevesinde değil, aynı zamanda bireylerin yaşam kalitesi, eğitim düzeyi ve sağlık hizmetlerine erişimi gibi çok daha geniş bir perspektiften de ele alınmalıdır. Bu noktada, insani gelişmişlik kavramının incelenmesi gelir eşitsizliğinin toplumsal refah üzerindeki etkilerini değerlendirmede bütüncül bir yaklaşım sunacağı düşünülmektedir. Bu nedenle bir sonraki kısımda, İnsani Gelişmişlik Endeksi ve bu endeksin bileşenleri detaylı bir şekilde ele alınmıştır.

2. İNSANİ GELİŞMİŞLİK KAVRAMI VE BİLEŞENLERİ

İnsani Gelişmişlik Endeksi (İGE), ülkelerin kalkınma düzeylerini üç temel boyut üzerinden değerlendiren bileşik bir ölçüttür. Birleşmiş Milletler Kalkınma Programı (UNDP) tarafından hesaplanan bu endeks, sağlık, eğitim ve yaşam standardı göstergeleri aracılığıyla insan refahını çok boyutlu bir perspektiften analiz etmektedir (Yılmaz, 2025). Endekste yer alan ana bileşenler sağlık, eğitim ve yaşam standartlarıdır. Endekste her bir bileşenin ve bunların önem dereceleri sırasıyla aşağıda tanımlanmaktadır.

- Sağlık boyutu; yaşam beklentisi ve bebek ölüm oranları üzerinden ölçülmektedir. Yaşam beklentisi, bireylerin ortalama yaşam süresini yansıtırken, düşük bebek ölüm oranları sağlık hizmetleri ve anne bakımının niteliğine işaret etmektedir (Ghislandi vd., 2018; Acar ve Topdağ, 2022).

- Eğitim boyutu; ortalama okul süresi ve beklenen okullaşma yılları ile değerlendirilmektedir. Ortalama okul süresi, yetişkin nüfusun eğitim düzeyini gösterirken, beklenen okullaşma yılları gelecekteki eğitim fırsatlarının bir göstergesidir (Ghislandi vd., 2018).
- Yaşam standardı; kişi başına düşen gayrisafı milli gelir üzerinden ölçülmekte olup, satın alma gücü paritesiyle düzeltilmiş bu değer yaşam koşullarının ekonomik boyutunu yansıtmaktadır (Devaraj vd., 2014).

İGE, yalnızca ülkeler arası karşılaştırmalarda değil, aynı zamanda ulusal düzeydeki bölgesel farklılıkların incelenmesi açısından önemli bir araçtır. Örneğin, 1990-2013 dönemini kapsayan bir araştırma, sosyo-politik krizler ve gelir dağılımının ulusal İGE puanları üzerindeki etkilerini ortaya koymuştur (Uddin, 2023). Doğu Yarımküre’de İGE değerleri 0,138 ile 0,947 arasında değişmekte olup, Güney Orta Asya ve Kuzey Afrika ülkeleri arasında belirgin farklılıklar gözlenmektedir (Liang vd., 2021). Çocuk temelli bir çalışmada ise ulusal İGE puanlarının Nijer’de 0,140 iken Arnavutluk’ta 0,755 olduğu saptanmış, bu bulgu ülkeler arasında ciddi eşitsizlikler olduğunu işaret etmiştir (De Neve vd., 2020).

Alt Ulusal İnsani Gelişme Endeksi, 161 ülkedeki 1600’den fazla bölgeyi kapsayarak bölgesel farklılıklara ışık tutmuştur. Bulgular, özellikle düşük ve orta gelirli ülkelerde ciddi içsel eşitsizliklerin bulunduğunu göstermektedir (Smits ve Permanyer, 2019). Nitekim Rusya’da gerçekleştirilen mekânsal analiz, tarihsel dengesizlikler ve ekonomik faktörlerin bölgesel eşitsizlikleri artırdığını ortaya koyarken (Shamsutdinova vd., 2017), Meksika’da yapılan bir uygulama, kalkınma değerlendirmelerinde dağılıma duyarlı İGE’nin önemini vurgulamıştır (Foster vd., 2005). Benzer şekilde, Endonezya’nın Aceh eyaletinde yürütülen bir çalışmada sağlık ve eğitim göstergeleri ile İGE düzeyleri arasında pozitif yönde anlamlı ilişkiler bulunmuştur (Sasmita vd., 2024).

Her ne kadar İGE, kalkınmanın kapsamlı bir göstergesi olarak kabul edilse de, toplum içindeki eşitsizlikleri tam anlamıyla yansıtmaması önemli bir sınırlılık olarak değerlendirilmektedir. Bu nedenle son yıllarda, dağılıma duyarlı endekslerin geliştirilmesi ve gece ışıkları gibi alternatif veri kaynaklarının kullanılması gündeme gelmiştir (Liang vd., 2021). Ayrıca çevresel sürdürülebilirlik ve sosyal eşitlik boyutlarının mevcut endeks yapısında yeterince temsil edilmediği yönünde eleştiriler bulunmaktadır (Sârbu, 2015).

Gelir eşitsizliği göstergeleri ile İGE, toplumsal refahın farklı boyutlarını ölçen ve birbirini tamamlayan iki önemli araçtır. Gelir dağılımındaki adaletsizlikler; sağlık, eğitim ve yaşam standardı gibi temel insani göstergeleri olumsuz etkileyerek bireylerin refah düzeyini doğrudan sınırlandırmaktadır (Sen, 1999). Dolayısıyla insani gelişme, yalnızca ekonomik büyüme ile sınırlı olmayıp, bireylerin yaşamlarını özgürce sürdürebilme, fırsatlara erişebilme ve potansiyellerini gerçekleştirebilme kapasiteleriyle de yakından ilişkilidir (UNDP, 2023). Bu bağlamda, gelir eşitsizliği ile insani gelişmişlik arasındaki ilişkinin teorik olarak ortaya konulması, kalkınma politikalarının daha kapsayıcı ve adil bir şekilde değerlendirilmesi açısından kritik öneme sahiptir. İGE'nin bu boyutları yalnızca tanımsal bir çerçeve sunmakla kalmaz, aynı zamanda gelir eşitsizliğiyle olan kuramsal ilişkilerin anlaşılmasına da zemin hazırlamaktadır. Bu nedenle, literatürde öne çıkan teorik yaklaşımların incelenmesi faydalıdır.

3. GELİR EŞİTSİZLİĞİ VE İNSANİ GELİŞMİŞLİK: TEORİK ÇERÇEVE VE AMPİRİK BULGULAR

Gelir eşitsizliği ile insani gelişmişlik arasındaki ilişki, hem kuramsal hem de ampirik yazında çok boyutlu bir biçimde ele alınmaktadır. Geleneksel Kuznets hipotezi, eşitsizliğin kalkınmanın ilk evrelerinde artıp daha sonra azaldığını öne sürerken, İGE temelli daha güncel çalışmalar, insani gelişmenin önce eşitsizliği düşürdüğü, devamında kısa bir artış evresi sonrası yeniden azalışa geçtiği daha nüanslı bir “S-eğrisi” dinamiğine işaret etmektedir (Theyson ve Heller, 2015). Bu ilişkinin mekanizması, gelir dağılımının uçlarda yoğunlaşmasının eğitim ve sağlık göstergeleri üzerinden insan sermayesini zayıflatması; buna karşılık güçlü bir orta sınıfin insani gelişmeyi desteklemesiyle açıklanmaktadır (Castells-Quintana vd., 2022). Sonuç olarak belirli düzeylerde eşitsizliklerin yenilik ve yatırım kanalıyla üretkenliği teşvik ettiği iddia edilse de aşırı bozulmalar sürdürülebilir kalkınma açısından risklidir. Bu nedenle kapsayıcı büyümeyi önceleyen dengeli politika setlerini gerektirmektedir (Ferreira vd., 2022).

Ampirik bulgular ise, farklı ülke gruplarında genel olarak negatif bir ilişkinin varlığını ortaya koymaktadır. Gelişmekte olan ekonomilerde İGE ile eşitsizlik arasında anlamlı eksi yönlü korelasyonlar rapor edilmiştir (Logar ve Nizami, 2022); SAARC ülkelerinde ise eşitsizlik insani gelişmeyi bastırırken, insani gelişmedeki iyileşmelerin eşitsizliği azalttığı iki yönlü bir etkileşim bulunmuştur (Faisal vd., 2023). OECD örneklemelerinde de İGE artışlarının Gini’de düşüşlerle birlikte seyrettiği görülmüştür (Bucak ve Saygılı, 2022). Etkinin büyüklüğü ve işaretinin, insani gelişmenin boyutlarına (özellikle eğitim) ve gelir dağılımının uçlardaki yoğunlaşmasına duyarlı

olduğu saptanmıştır (Castells-Quintana vd., 2022). Eğitim sermayesinin güçlendirilmesi eşitsizlikleri hafifletici bir kanal olarak öne çıkmaktadır (Molla, 2021). Buna karşılık, salt ekonomik büyüme tek başına eşitlikçi sonuçlar üretmeyebilmekte; büyümenin eşitsizlik üzerindeki etkisi bağlama göre anlamsız da bulunabilmektedir (Rizky vd., 2024). Yönetişim kalitesi, küreselleşme ve kentleşme gibi faktörler sonuçları şartlı kılmakta; kimi bağlamlarda kentleşme/insani gelişmişlik eşitsizliği azaltırken, hızlı nüfus artışı ve büyüme eşitsizliği artırabilmektedir (Basumatary vd., 2024).

Türkiye örneğinde, reel GSYİH'daki artışların uzun dönemde eşitsizliği azalttığı yönünde nedensel bulgular mevcuttur (Taban, 2017). Bununla birlikte, 2000'lerin başındaki iyileşmelere rağmen eşitsizlik seviyesi OECD ortalamalarına kıyasla yüksek kalmıştır; eğitim ve hanehalkı özellikleri belirleyici faktörlerdir (Filiztekin, 2020). Kamu eğitim ve sağlık harcamaları, büyümeden eşitlikçi sonuçlar üretmek için etkili bir aktarım kanalıdır (Cakir ve Ergul, 2019). Ülkeler arası karşılaştırmalar, sanayileşmiş ülkelerdeki en düşük gelir dilimlerinin İGE düzeyinin dahi birçok orta gelirli ülkedeki en zengin kesimlerin altında kalabildiğini göstererek hem ülke içi hem ülkelerarası eşitsizliklerin sürekliliğine işaret etmektedir (Grimm vd., 2010). Bu durum, sosyal farkındalığın güçlendirilmesi ve işgücü piyasasında düzenleyici müdahalelerin önemini vurgulamaktadır (Ar ve Kines, 2019). Bu kuramsal arka plan ışığında, farklı ülke gruplarına yönelik ampirik bulgular daha somut bir değerlendirme imkânı sunmaktadır.

Özetle, kuramsal ve ampirik kanıtlar birlikte değerlendirildiğinde, gelir eşitsizliği ile insani gelişmişlik arasındaki ilişkinin çoğunlukla olumsuz olduğu ve bağlama duyarlı biçimde değişkenlik gösterdiği görülmektedir. Bu ilişkide eğitim ve sağlık yatırımları ile orta sınıftan güçlendirilmesi kritik aktarım kanalları olarak öne çıkarken, ekonomik büyümenin kendiliğinden eşitlikçi sonuçlar doğurmadığı anlaşılmaktadır. Dolayısıyla, eşitsizlikleri azaltmaya yönelik politika tasarımının yalnızca ekonomik göstergelerle sınırlı kalmaması; küreselleşme, kentleşme ve yönetim gibi belirleyicileri de dikkate alan kapsayıcı ve bütüncül bir yaklaşımı gerektirdiği söylenebilir.

4. YÖNTEM

4.1. Panel VAR Analizi

Çalışmada ekonometrik bir yöntem olan panel VAR analiz yöntemi kullanılmıştır. Panel VAR, makro verilerin kullanıldığı ekonometri literatüründe çok değişkenli eşanlı denklem modelleri için bir alternatif olarak karşımıza çıkan bir yaklaşımdır. Panel veri analizleri, sadece zaman kesiti ya da sadece yatay kesiti olan serilere nazaran daha karmaşık

modellerin analizine olanak sağlamaktadır (Daşcı Sönmez, 2023). Panel veri setleri, yalnızca daha geniş bir veri yapısı sunmakla kalmayıp, aynı zamanda gözlemlenemeyen heterojenliklerin ve birimlere özgü değişkenliklerin modele dahil edilebilmesine olanak tanınması ve zaman içinde birimler arasındaki farklılıkların eşzamanlı olarak incelenebilmesine imkân sağlaması açısından önemli avantajlar sunmaktadır (Balgati, 2005). Panel veri analizinde ilk adım serilerdeki yatay kesit bağımlılığı ve heterojenliğin incelenmesidir.

Yatay kesit bağımlılığının saptanabilmesi açısından pek çok test geliştirilmiştir. Yatay kesit bağımlılığının sınanabilmesi için Pesaran (2004) tarafından geliştirilen Cross-Sectional Dependence (CD) testi kullanılabilmektedir. Bu test, zamanın kısa olduğu (T) ve birim sayısının geniş olduğu (N) heterojen panel veri setlerine uygulanabilmektedir. İkili korelasyon katsayıları için hesaplanan CD denklem 5'teki şekilde tanımlanmaktadır:

$$CD = \sqrt{\frac{2T}{N(N-1)}} \left(\sum_{i=1}^{N-1} \sum_{j=i+1}^N \hat{\rho}_{ij} \right) \sim N(0,1) \quad i, j = 1, \dots, N \#(5)$$

Denklemden yer alan $\hat{\rho}_{ij}$ ifadesi, en küçük kareler yöntemiyle tahmin edilen modelin kalıntılarının ikili gruplar halindeki korelasyon tahminidir (Polat, 2019). Yatay kesit bağımlılığının varlığının tespit edilebilmesi için Friedman ve Frees Testleri de kullanılabilmektedir.

Veri setinde eğer yatay kesit bağımlılığı tespit edilirse, birim kök analizlerinde birinci kuşak panel birim kök testleri (Levin-Lin-Chu veya Im-Pesaran-Shin vb.) kullanılması uygun değildir. Bunlar yerine, ikinci kuşak panel birim kök testlerinin tercih edilmesi gerekmektedir. İkinci kuşak testler, yatay kesitler arasındaki ortak faktörler veya şoklar sebebiyle oluşabilecek bağımlılıkları dikkate alarak daha güvenilir sonuçlar sunmaktadır. Dolayısıyla bir sonraki aşamada, panel veri setindeki serilerin durağanlık özellikleri Pesaran'ın (2007), CIPS testi ile incelenebilir. Pesaran, standart Augmented Dickey-Fuller regresyonlarının arasına yatay kesit seviyelerindeki gecikmeli değerlerin ve serilerin birinci farklarının eklendiği bir model sunmuştur. Sunulan modelde, panel birim kök testi Cross-Sectionally Augmented (CADF) biçiminde isimlendirilmiştir.

$$\Delta y_{it} = a_i + b_i y_{i,t-1} + c_i \bar{y}_{t-1} + d_i \Delta \bar{y}_t + \varepsilon_{it} \#(6)$$

Cross-Sectionally IPS (CIPS), 7 numaralı denklem aracılığıyla hesaplanmaktadır (Polat, 2019).

$$CIPS = N^{-1} \sum_{i=1}^N CADF_i \quad \#(7)$$

Panel VAR analizi, geleneksel bir şekilde uygulanan VAR analizinin panel veri setinde uygulanmasıdır (Kesikoğlu vd., 2013). Panel VAR analizleri, tüm değişkenlerin içsel ve birbirine bağlı olduğu varsayımına dayanan VAR modelleriyle benzer bir yapıya sahiptir; ancak bu yapıya kesitsel bir boyut eklenmiştir. Bu sebeple Y_t , y_{it} 'nin yığılmış bir versiyonudur ve her birim $i = 1, \dots, N$ için G değişkenlerinin bir vektörü olarak düşünüldüğünde, yani $Y_t = (y_{1t}, y_{2t}, \dots, y_{Nt})'$ biçimindedir. İndeks i genel bir değerdir ve ülkeleri, sektörleri, pazarları veya bunların birer kombinasyonlarını göstermektedir. Bu durumda bir panel VAR modeli aşağıdaki şekilde formüle edilmektedir:

$$y_{it} = A_{0i}(t) + A_i(\ell)Y_{t-1} + u_{it} \quad i = 1, \dots, N. \quad t = 1, \dots, T. \quad \#(8)$$

Burada u_{it} rastgele bozulmaların $G \times 1$ vektörüdür ve notasyonun da açıkça belirtildiği gibi, $A_{0i}(t)$ ve A_i birimine bağlı olabilir. Ayrıca i ülkeleri ve t zamanı göstermektedir (Canova ve Ciccarelli, 2013).

Panel VAR modelinde optimal gecikme uzunluğunun belirlenmesi yaygın olarak kullanılan bilgi kriterleri Akaike (AIC) bilgi kriteri, Schwarz (SC) bilgi kriteri ve Hannan-Quinn (HQ) bilgi kriteri aracılığıyla seçilebilmektedir. En uygun gecikme uzunluğunun belirlenmesinin ardından panel VAR modelinin istikrarlı olabilmesi adına istikrar koşulunun sağlanması gerekmektedir. İstikrar koşulu, AR Karakteristik Polinomun Ters Köklerinin bir birim çember içerisinde yer alıp almadığı değerlendirilmelidir. Tüm birim kökler birim çemberin içerisinde yer alıyorsa VAR modelinin durağanlık (istikrar) koşulunu sağladığı varsayılmaktadır. VAR modelinin istikrarlı kabul edilebilmesi için bu köklerin tamamının birim çemberin içinde yer alması gerekmektedir. Bu durum, modelin şoklara karşı zamanla sönümlenme eğilimi gösterdiğini, yani durağan olduğunu ifade etmektedir. İstikrar koşulunu sağlayan modele impulse-response analizi, nedensellik testleri gibi ileri aşama VAR analizleri uygulanabilmektedir. Bu seçim gerçekleştirildikten sonra Granger Nedensellik analizi gerçekleştirilecektir.

Granger nedensellik testi, klasik anlamda nedensellikten ziyade, öngörü gücü kavramı üzerine kuruludur. Bir değişkenin geçmiş değerleri, başka bir değişkenin gelecekteki değerlerini anlamlı bir şekilde açıklıyorsa, ilgili değişkenin Granger nedenselliği söz konusudur. Bu yaklaşımda “nedensellik”, istatistiksel tahmin gücü ile tanımlanmakta ve doğrudan bir sebep-sonuç ilişkisini ifade etmemektedir. Granger (1969), iki farklı zaman serisi arasında bulunan nedensel ilişkiyi tespit edebilmek için 9 numaralı denklemdeki modeli tanımlamıştır (Polat, 2019).

$$y_t = \alpha + \sum_{k=1}^K \beta_k y_{t-k} + \sum_{k=1}^K \gamma_k x_{t-k} + \varepsilon_t \quad (9)$$

Burada kullanılan temel istatistiksel test F-testi olup, hipotezleri ise:

H_0 : x , y 'nin Granger nedeni değildir.

H_1 : x , y 'nin Granger nedenidir.

Elde edilen F-istatistiği ve buna karşılık gelen p-değeri, nedenselliğin istatistiksel anlamlılığı hakkında yorum yapılmasını sağlamaktadır. Granger nedensellik testinin sonuçlarının doğru bir şekilde üretilebilmesi için bir takım ön koşulların sağlanması gerekmektedir:

- Değişkenler durağan olmalıdır. Aksi takdirde test sonuçları yanıltıcı olabilmektedir.
- Uygun gecikme (lag) uzunluğu belirlenmelidir. Gecikme sayısı çok düşük ya da çok yüksek seçildiğinde, model ya eksik ya da aşırı parametrik bir hale gelebilmektedir.
- Test, iki değişken arasında çift yönlü nedensellik ilişkisini inceleyebilmektedir. Bu durumda test hem $x \rightarrow y$ hem de $y \rightarrow x$ yönünde uygulanabilmektedir.

5. BULGULAR

Bu çalışmada, ülkelerin gelir eşitsizliği ile insani gelişmişlik düzeyleri arasındaki ilişkiyi analiz edebilmek amacıyla Palma Oranı ve İnsani Gelişmişlik Endeksi (HDI-İGE) verilerinden oluşan bir panel veri seti kullanılmıştır. Palma Oranı, en zengin %10'luk kesimin gelirinin en yoksul %40'luk kesime oranı olarak tanımlanmakta ve gelir dağılımındaki eşitsizliği yansıtan duyarlı bir göstergedir. HDI (Human Development Index-İGE: İnsani Gelişmişlik Endeksi) ise Birleşmiş Milletler Kalkınma Programı (UNDP) tarafından yaşam süresi, eğitim süresi ve kişi başına düşen gelir gibi temel göstergeler dikkate alınarak hesaplanan bileşik bir gelişmişlik endeksidir.

Çalışmada analiz edilen ülkeler, Dünya Bankası'nın 2024 yılı gelir gruplandırmasına göre belirlenmiştir. Bu sınıflandırma, kişi başına Gayri Safi Milli Gelir (GNI per capita) değerlerine dayalı olarak ve Atlas yöntemi kullanılarak hesaplanmakta; her yıl 1 Temmuz itibarıyla güncellenmektedir (World Bank, 2024). Dünya Bankası'na göre:

- Alt-Orta Gelir Grubu (Lower-Middle-Income Economics): Kişi başına düşen GNI değeri 1.146 – 4.515 ABD doları arasında olan

ülkelerdir. Bu ülkeler gelişmekte olan ekonomiler arasında yer almakta, kalkınma göstergelerinde ilerleme kaydetmekle birlikte yapısal kırılganlıklar barındırmaktadır.

- Üst-Orta Gelir Grubu (Upper-Middle-Income Economies): Kişi başına düşen GNI değeri 4.516 – 14.005 ABD doları arasında olan ülkelerdir. Bu gruptaki ülkeler sanayileşme ve sosyal hizmetler açısından daha ileri düzeyde olup, eşitsizlik ve sürdürülebilir kalkınma gibi alanlarda hâlâ önemli reformlara ihtiyaç duymaktadır.

Veri seti, her bir ülke için 2005–2023 yılları arasındaki Palma Oranı ve İGE değerlerini yıllık bazda içermektedir. Bu yapı hem ülkeler arası karşılaştırmalı analiz hem de zaman serili değerlendirme yapabilmeye olanak sağlamaktadır. Veri setine ait betimleyici istatistikler Tablo 1’de yer almaktadır.

Tablo 1. Değişkenlerin Tanımlayıcı İstatistikleri

	HDI	Palma Oranı
Ortalama	0,723845	5,292982
Minimum	0,561	1,383527
Maksimum	0,853	18,18806
Std. Sap.	0,0688032	3,235757
Gözlem	342	342

Tablo 1’de yer alan istatistiklere göre, çalışmada alt-orta gelir grubunda yer alan 6 ülke ve üst orta gelir grubunda yer alan 13 ülkenin insani gelişmişlik düzeylerini temsil eden HDI değişkeninin ortalama değeri 0,7238’dir. Bu değer, ülkelerin genel olarak “yüksek insani gelişme” kategorisinde yer aldığını göstermektedir. HDI değerleri 0,561 ile 0,853 arasında değişmektedir; bu da ülkeler arasında gelişmişlik düzeylerinde belirli farklılıklar olduğunu göstermektedir. Ayrıca, standart sapmanın 0,0688 gibi düşük bir seviyede olması, HDI değerlerinin ortalama etrafında toplandığını ve dağılımın çok dağınık olmadığını ifade etmektedir. Gelir eşitsizliğini ölçen Palma oranı değişkeni ise ortalama 5,2929 gibi oldukça yüksek bir değere sahiptir. Bu durum, ülkelerde ciddi bir gelir eşitsizliği olduğunu göstermektedir. En düşük Palma oranı 1,3855, en yüksek değer ise 18,1800 olup, bu değerler ülkeler arasında gelir dağılımında çok büyük farklar olduğunu ortaya koymaktadır. Palma oranının standart sapması 3,2358 olarak hesaplanmıştır; bu da verinin oldukça geniş bir dağılıma sahip olduğunu ve bazı ülkelerde aşırı yüksek

gelir eşitsizliğinin söz konusu olabileceğini göstermektedir. Genel olarak değerlendirildiğinde, çalışmadaki ülkeler yüksek insani gelişmişlik düzeyine sahip olmakla birlikte, gelir eşitsizliği açısından ciddi farklar göstermektedir. Bu durum, kalkınma ve eşitsizlik arasındaki ilişkiyi incelemek için önemli bir çerçeve sunmaktadır.

Değişkenlerde yer alan birimler arası yatay kesit bağımlılığının bulunup bulunmadığına dair yapılan testin sonuçları Tablo 2’de sunulmuştur.

Tablo 2. Yatay Kesit Bağımlılığı Testleri

Test Adı	Test İstatistiği	Prob.		Karar
Pesaran CD Test	47,618	0,0000		Yatay Kesit Bağımlılığı Var.
Friedman Testi	283,381	0,0000		Yatay Kesit Bağımlılığı Var.
Frees Testi	12,948	Alfa %1	0,1360	Yatay Kesit Bağımlılığı Var.
		Alfa %5	0,1780	
		Alfa %10	0,2601	

Bu çalışmada panel veri analizine başlamadan önce panel setinin yatay kesit bağımlılığı içerip içermediği araştırılmıştır. Bunun için Pesaran (CD) testi, Friedman testi ve Frees testi uygulanmıştır. Elde edilen sonuçlara göre; Pesaran (CD) testi istatistiği 47,618 olup p-değeri 0,00’dır; Friedman testi istatistiği 283,381 olup p-değeri 0,00’dır; Frees testi istatistiği ise 12,948 olup 1%, 5% ve 10% anlamlılık düzeylerinde kritik değerlerin oldukça üzerindedir. Tüm test sonuçları, panelde yatay kesit bağımlılığı bulunduğunu açıkça ortaya koymaktadır. Bu bulgu, birim kök analizlerinde birinci kuşak panel birim kök testlerinin (örneğin Levin-Lin-Chu veya Im-Pesaran-Shin gibi) kullanılmasının uygun olmayacağını, bunun yerine ikinci kuşak panel birim kök testlerinin tercih edilmesi gerektiğini göstermektedir. İkinci kuşak testler, yatay kesitler arasındaki ortak faktörler veya şoklar nedeniyle oluşabilecek bağımlılıkları dikkate alarak daha güvenilir sonuçlar sunmaktadır. Dolayısıyla bir sonraki aşamada, panel veri setindeki serilerin durağanlık özellikleri ikinci kuşak panel birim kök testleri (CIPS testi) ile incelenecektir.

Tablo 3. Panel Birim Kök (CIPS) Testi Sonuçları

Değişken	t-bar	10%	5%	1%	Z (t-bar)	Prob.
HDI	-1,983	-2,100	-2,210	-2,400	-1,050	0,147
D.HDI	-2,352	-2,100	-2,210	-2,400	-2,588	0,005
Palma	-2,264	-2,100	-2,210	-2,400	-2,223	0,013

HDI ve Palma oranı değişkenlerinin panel veri yapısında durağanlık düzeyleri farklılık göstermektedir. HDI değişkeni için elde edilen t-bar istatistiği -1,983 olup, bu değer %5 anlamlılık düzeyindeki kritik değer olan -2,210'un üzerinde kalmaktadır. Ayrıca, p-değeri 0,147 ile istatistiksel olarak anlamlı değildir. Bu sonuçlar, HDI değişkeninin panelde durağan olmadığını, yani birim kök içerdiğini ifade etmektedir. Başka bir deyişle, HDI zaman içinde sabit ortalama ve varyans etrafında dalgalanma eğilimi göstermemektedir ve analizlerde bu değişkenin birinci farkı alınarak durağanlaştırılması gerekmektedir. Buna karşın, Palma oranı için elde edilen t-bar istatistiği -2,264'tür ve bu değer %5 anlamlılık düzeyindeki kritik değerden daha düşüktür. Ayrıca p-değeri 0,013 olup %5 seviyesinin altındadır. Bu bulgular, Palma değişkeninin panel veri yapısında durağan olduğunu göstermektedir. Orijinal haliyle durağan olmayan HDI değişkeni, birinci farkı alındıktan sonra durağan bir hale gelmiştir. Bu durumda HDI, modellemelere birinci farkı (DHDI) alınarak dahil edilmelidir. Bu değişkenin zaman içindeki düzey seviyesinden ziyade değişimi ile çalışmanın daha uygun olduğunu ortaya koymaktadır.

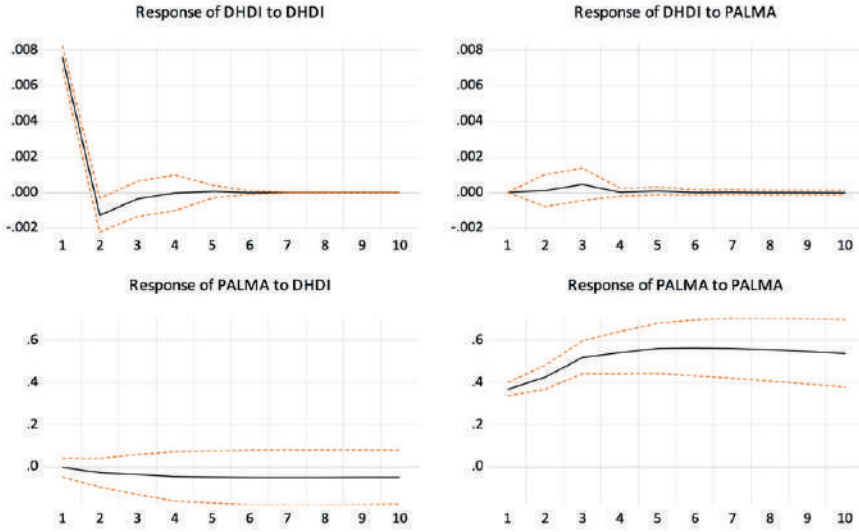
Tablo 4. Gecikme Uzunluğunun Belirlenmesi

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SIC	HQ
0	246,4367	NA	0,000561	-1,810643	-1,783988	-1,799939
1	810,6305	11115,850	8,84E-06	-5,960226	-5,880261*	-5,928116
2	818,5767	15,59810	8,59E-06	-5,989457	-5,856182	-5,935940
3	827,9446	18,250006*	8,25e-06*	-6,029220*	-5,842635	-5,954295*

Tablo 4'te çeşitli bilgi kriterleri (AIC, SIC, HQ) kullanılarak 0'dan 3'e kadar gecikme uzunlukları değerlendirilmiştir. Elde edilen sonuçlara göre, Akaike Bilgi Kriteri (AIC), Hannan-Quinn Kriteri (HQ) ve Final Prediction Erros (FPE) en düşük değerlerine göre maksimum gecikme uzunluğuna 3. gecikme düzeyinde ulaşılmıştır. Bu, modelin tahmin gücünün ve veri uyumunun bu düzeyde en iyi olduğunu göstermektedir. Buna karşılık, Schwarz Bilgi Kriteri (SIC) en düşük değerine 1. gecikme uzunluğunda

ulaşmakta ve bu noktada daha parsimonik (daha az parametrelili ve sade) bir model önerisinde bulunmaktadır. Ancak modelin tahmin performansı ve bilgi kriterlerinin çoğunluğu göz önünde bulundurulduğunda, 3. gecikme uzunluğu en uygun gecikme uzunluğu olarak değerlendirilmektedir. Gözlem sayısının yeterli olduğu varsayımı altında, 3. gecikme uzunluğu tercih edilerek VAR modeline geçilmesi daha sağlıklı bir analiz imkânı sağlayacaktır.

Şekil 1. Değişkenler Arasındaki Etki-Tepki Grafikleri



Şekil 1’de sunulan grafikler, Cholesky ayrıştırması kullanılarak elde edilmiş ve bir standart sapmalılık şokun DHDI (İnsani Gelişmişlik Endeksi) ile PALMA (gelir eşitsizliği ölçütü) üzerindeki etkilerini 10 dönem boyunca incelemektedir. Grafikler incelendiğinde, DHDI’nin kendi şokuna verdiği tepkinin başlangıçta pozitif ve güçlü olduğu, ancak bu etkinin hızla azalarak kısa sürede sifıra yaklaştığı görülmektedir. Bu durum, DHDI değişkeninin kendi şoklarına karşı kısa vadeli ama geçici etkiler gösterdiğini ortaya koymaktadır. Diğer yandan, PALMA’dan gelen bir şokun DHDI üzerindeki etkisi oldukça zayıf ve geçicidir; bu da PALMA endeksindeki bir değişimin insani gelişmişlik üzerinde anlamlı ve kalıcı bir etkisinin olmadığını göstermektedir. PALMA’nın kendi şokuna verdiği tepki ise daha kalıcı ve pozitifdir; etkisi ilk dönemlerde artarak devam etmekte ve ancak uzun vadede azalmaktadır. Bu da PALMA endeksinin kendi dinamikleri içinde güçlü bir içsel yapıya sahip olduğunu ifade etmektedir. DHDI’den gelen şokların PALMA üzerindeki etkisi ise sınırlıdır ve istatistiksel olarak anlamlı bir sonuç

ortaya koymaktadır. Genel olarak, panel VAR analizinden elde edilen bulgular değişkenler arasındaki nedensellik yönünün zayıf olduğunu; özellikle de eşitsizlik göstergesi olarak kullanılan PALMA'nın insani gelişmişlik üzerinde anlamlı ve güçlü bir nedensel etkiye sahip olmadığını ortaya koymaktadır.

Tablo 5. Varyans Ayrıştırması DHDI

Period	S.E.	DHDI	PALMA
1	0,007616	100,00000	0,000000
2	0,007723	99,98236	0,017637
3	0,007745	99,64884	0,351159
4	0,007745	99,64876	0,351235
5	0,007745	99,63870	0,361298
6	0,007745	99,63870	0,361299
7	0,007745	99,63855	0,361448
8	0,007745	99,63834	0,361662
9	0,007745	99,64809	0,361910
10	0,007745	99,63760	0,362402

Tablo 6. Varyans Ayrıştırması PALMA

Period	S.E.	DHDI	PALMA
1	0,367684	0,009662	99,99034
2	0,562360	0,259335	99,74067
3	0,766438	0,381829	99,61817
4	0,939637	0,505639	99,49436
5	1,0955799	0,572749	99,42725
6	1,233165	0,623786	99,37621
7	1,356081	0,658884	99,34112
8	1,466256	0,685569	99,31443
9	1,565889	0,705662	99,29434
10	1,656474	0,72142	99,27858

Varyans ayrıştırması sonuçları, DHDI (İnsani Gelişmişlik Endeksi) ile PALMA (gelir eşitsizliği oranı) değişkenleri arasındaki etkileşimin oldukça zayıf olduğunu göstermektedir. DHDI'nin varyans ayrıştırmasında, ilk dönemde tahmin hatalarının tamamı (%100) kendi şoklarından kaynaklanırken, izleyen dönemlerde PALMA'nın etkisi çok sınırlı düzeyde kalmıştır. Onuncu dönemde bile PALMA değişkeni DHDI varyansının yalnızca %0,36'sını açıklayabilmiştir. Bu durum, DHDI'nin büyük ölçüde

kendi içsel dinamikleriyle belirlendiğini ve PALMA'daki değişimlerden etkilenmediğini ortaya koymaktadır. Benzer şekilde, PALMA değişkeninin varyans ayrıştırmasında da başlangıçta şokların %99,99'u kendi yapısından kaynaklanmakta, DHDI'nın etkisi zamanla artsa da en fazla %0,72'ye ulaşabilmektedir. Bu sonuçlar, her iki değişkenin de büyük ölçüde kendi içsel faktörlerine bağlı olduğunu ve aralarındaki etkileşimin oldukça sınırlı kaldığını göstermektedir. Dolayısıyla, modelde güçlü bir karşılıklı nedensellik ya da etkileşim ilişkisi bulunmamaktadır. Bu bulgular, nedensellik ilişkisini daha net anlamak adına Granger nedensellik testi gibi ek analizlerle de desteklenebilir.

Tablo 7. Granger Nedensellik Testi Sonuçları

Pairwise Granger Nedensellik Test Sonuçları			
Sıfır Hipotezi	OBS	F-Statistic	Prob.
Palma Oranı, İnsani Gelişmişlik Endeksinin Granger Nedeni Değildir.	270	0,42456	0,7355
İnsani Gelişmişlik Endeksi, Palma Oranının Granger Nedeni Değildir.		0,39749	0,7549

Tablo 7'de üç gecikme düzeyiyle gerçekleştirilen Pairwise Granger Nedensellik testi sonuçları, PALMA değişkeninin DHDI üzerinde istatistiksel olarak anlamlı bir Granger nedenselliğine sahip olmadığını göstermektedir (F-istatistiği=0,42456, p=0,7355). Benzer şekilde, DHDI değişkeninin PALMA üzerinde Granger nedenselliği bulunmamaktadır (F-istatistiği=0,39749, p=0,7549). Her iki hipotez de %5 anlamlılık düzeyinde reddedilememiştir. Bu bulgular, PALMA ve DHDI değişkenleri arasında, üç dönemlik gecikme dikkate alındığında, karşılıklı nedensellik ilişkisinin mevcut olmadığını ortaya koymaktadır. Dolayısıyla, bu iki değişkenin geçmiş değerleri, birbirlerinin gelecek değerlerinin açıklanmasında anlamlı katkı sağlamamaktadır. Yapılan nedensellik analizleri, gelir eşitsizliği ve insani gelişme arasında doğrudan ve tek yönlü bir etkileşim bulunmadığını göstermektedir. Bu sonuç, gelir dağılımındaki değişimlerin insani gelişme üzerinde belirgin bir geri dönüş etkisi yaratmadığını işaret etmektedir. Bu bağlamda, tek başına gelir eşitsizliğini azaltmaya yönelik politikaların insani gelişme düzeyini artırmada yetersiz kalabileceği anlaşılmaktadır. Bulgular, insani gelişmenin çok boyutlu yapısını göz önünde bulundurarak, eğitim, sağlık, sosyal hizmetler ve ekonomik fırsatların eş zamanlı iyileştirilmesini gerektiren kapsamlı stratejilerin önemini vurgulamaktadır. Ayrıca, analizde ortaya çıkan ortak şoklar ve ülkeler arasındaki etkileşimler, bölgesel iş birliği ve koordinasyonun kalkınma politikalarının etkinliğini artırabileceğine

işaret etmektedir. Bu durum, sürdürülebilir kalkınma hedeflerine ulaşmak için sadece ulusal politikaların değil, aynı zamanda bölgesel ve küresel iş birliklerinin de güçlendirilmesi gerektiğini göstermektedir. Sonuç olarak, politika yapıcılar gelir eşitsizliği ile mücadeleyi insani gelişmenin yalnızca bir parçası olarak görmeli, çok sektörlü ve kapsamlı kalkınma politikaları tasarlamalıdır. Böylece, toplumun genel refahını ve yaşam kalitesini artıracak kalıcı ve dengeli bir gelişme sağlanabilir.

SONUÇ VE ÖNERİLER

Bu çalışma, alt ve üst orta gelirli ülkelerde gelir eşitsizliği (Palma oranı) ile insani gelişmişlik düzeyi arasındaki etkileşimi 2005–2023 yıllarını kapsayan panel veri seti üzerinden Panel VAR yöntemi ile incelemiştir. Ampirik bulgular, gelir eşitsizliği ve insani gelişmişlik arasında anlamlı bir nedensellik bulunmadığını ortaya koymuştur. Granger nedensellik testi ve varyans ayrıştırması sonuçlarına göre, her iki değişken de büyük ölçüde kendi içsel dinamikleri tarafından şekillenmekte, karşılıklı olarak birbirlerinin gelecek değerlerini açıklamada zayıf kalmaktadır.

Bu bulgular, bazı literatür çalışmalarının işaret ettiği gibi, eşitsizlik ve insani gelişmişlik arasında her zaman doğrudan ve güçlü bir ilişki olmadığını göstermektedir. Örneğin, Ferreira vd. (2022), gelir eşitsizliğinin insani gelişme üzerindeki etkisinin bağlama, ülke politikalarına ve sosyal altyapıya bağlı olarak farklılık gösterebileceğini vurgulamaktadır. Ayrıca Rizky vd. (2024), ekonomik büyümenin bazı bölgelerde eşitsizlik üzerinde sınırlı etkisi olduğunu belirterek, kalkınmanın etkilerinin her zaman eşitlikçi sonuçlar doğurmadığını ortaya koymuştur.

Çalışmada kullanılan Palma oranı, literatürde yaygın şekilde kullanılan Gini katsayısına kıyasla gelir dağılımının uç kesimlerini daha iyi yansıtan bir göstergedir (Cobham vd., 2016). Bu yönüyle çalışma, eşitsizliğin yalnızca ortalama gelir sınıflarından değil, en zengin ve en yoksul gruplar arasındaki uçurumlardan kaynaklanan etkilerini de analiz etme imkânı sunmuştur. Literatürde Palma oranının HDI ile ilişkisini uzun dönemli ve çok ülke temelli analizlerle ele alan çalışmaların sınırlı olması, bu araştırmanın önemli bir boşluğu doldurmasına katkı sağlayacağı düşünülmektedir.

Bulgular, insani gelişmişliğin kısa vadeli gelir dağılımı değişimlerinden ziyade daha yapısal, çok boyutlu ve uzun vadeli müdahalelerle şekillendiğini göstermektedir. Nitekim UNDP (2023), insani gelişmişliği yalnızca ekonomik göstergelerle değil; bireylerin yaşam süresi, eğitim düzeyi ve temel hizmetlere erişimi gibi bileşenlerle değerlendirmekte ve bu yaklaşımı

savunmaktadır. Bu bağlamda, sadece gelir eşitsizliğini azaltmaya odaklanan politikalar, tek başına insani gelişmişliği artırmada yetersiz kalabilmektedir.

Sonuç olarak bu çalışma, gelir eşitsizliği ile insani gelişmişlik arasındaki ilişkinin karmaşık ve bağlamsal olduğunu, bu nedenle kalkınma politikalarının çok boyutlu ve bütüncül bir yaklaşımla şekillendirilmesi gerektiğini ortaya koymaktadır. Eğitim, sağlık, sosyal koruma ve fırsat eşitliği alanlarında yapılacak hedefli reformlar, sadece insani gelişmişliği değil, aynı zamanda daha adil ve sürdürülebilir bir ekonomik yapıyı da destekleyecektir. Bu yönüyle çalışmanın, eşitsizlik ve kalkınma ilişkisini anlamaya yönelik politik ve akademik tartışmalara hem kavramsal hem de yöntemsel düzeyde katkı sunacağı düşünülmektedir.

Kaynakça

- Acar, T., & Topdağ, D. (2022). A Cross-sectional analysis of factors affecting human development index. *Journal of Applied Microeconometrics*, 2(1), 19-30.
- Ar, K. N., & Kines, M. B. (2019). Widening income inequality in the last decades: Turkish case. *PressAcademia Procedia*, 9(1), 24-28.
- Balgati, B. H. (2005). *Econometric analysis of panel data*. New Jersey: USA: John Wiley&Sons.
- Basso, A., & Lisciandra, C. (2024). Models and measurement of inequality. In *The Routledge Handbook of Philosophy of Scientific Modeling*, 511-524.
- Basumatary, I. R., Das, M., Basumatary, S., & Basumatary, K. (2024). Macroeconomic determinants of income inequality among different income group countries: Evidence from panel data. *Journal of Social Economics Research*, 11(1), 111-125.
- Bucak, Ç., & Saygılı, F. (2022). Ticari Açıklık ve İnsani Gelişme İlişkisi: Panel Veri Analizi. *Ege Stratejik Araştırmalar Dergisi*, 13(2), 23-41.
- Cakir, B., & Ergul, I. (2019). Inequality in Turkey: Looking Beyond Growth. *arXiv preprint arXiv:1910.11780*.
- Canova, F., & Ciccarelli, M. (2013). Panel Vector Autoregressive Models: A Survey The views expressed in this article are those of the authors and do not necessarily reflect those of the ECB or the Eurosystem. In *VAR models in macroeconomics—new developments and applications. Essays in honor of Christopher A. (s. Sims (pp. 205-246))*. içinde Emerald Group Publishing Limited.
- Castells-Quintana, D., Gradín, C., & Royuela, V. (2022). Inequality and Human Development: the role of different parts of the income distribution. *WIDER Working Paper*(2022/96).
- Cobham, A., Schlögl, L., & Sumner, A. (2016). Inequality and the tails: the Palma proposition and ratio. *Global Policy*, 7(1), 25-36.
- Daşcı Sönmez, E. (2023). Yükseköğretimin Ekonomik Büyümeye Etkisi: Panel VAR Analizi. *Dokuz Eylül Üniversitesi Buca Eğitim Fakültesi Dergisi*, 55, 194-209.
- De Neve, J. W., Harttgen, K., & Verguet, S. (2020). Nationally and regionally representative analysis of 1.65 million children aged under 5 years using a child-based human development index: A multi-county cross-sectional study. *PLoS Medicine*, 17(3), e1003054.
- Devaraj, S., Sharma, S. K., Hicks, M. J., & Faulk, D. G. (2014). The Human Development Index of Indiana Counties-An Exploratory Study. *International Journal of Business and Economic Development (IJBED)*, 2(1).

- Faisal, S., Khan, A. U., Mughal, K. M., & Campus, K. I. (2023). Panel Data Analysis of Human Development, Income Inequality and Economic Growth in the SAARC Countries During 1990-2020. *Central European Management Journal*, 31(2), 154-160.
- Ferreira, I. A., Gisselquist, R. M., & Tarp, F. (2022). On the impact of inequality on growth, human development, and governance. *International Studies Review*, 24(2), viab058.
- Filiztekin, A. (2020). Income inequality in Turkey: 2003–2015. *Turkey's political economy in the 21st century*, 63-84.
- Foster, J. E., Lopez-Calva, L. F., & Szekely, M. (2005). Measuring the distribution of human development: methodology and an application to Mexico. *Journal of Human Development*, 6(1), 5-25.
- Ghislandi, S., Sanderson, W. C., & Scherbov, S. (2018). A simple measure of human development: The human life indicator. *Population and Development Review*, 45(1), 219.
- Grimm, M., Harttgen, K., Klasen, S., Misselhorn, M., Munzi, T., & Smeeding, T. (2010). Inequality in human development: An empirical assessment of 32 countries. *Social Indicators Research*, 97, 191-211.
- Kesikoğlu, F., Yıldırım, E., & Çeştepe, H. (2013). Cari Açığın Belirleyicileri: 28 OECD Ülkesi İçin Panel VAR Analizi. *Ekonomik ve Sosyal Araştırmalar Dergisi*, 15-34.
- Liang, H., Li, N., Han, J., Bian, X., Xia, H., & Dong, L. (2021). Investigating the Temporal and Spatial Dynamics of Human Development Index: A Comparative Study on Countries and Regions in the Eastern Hemisphere from the Perspective of Evolution. *Remote Sensing*, 13(12), 2415.
- Logar, B., & Nizami, N. (2022). Impact of Income Inequality on human development in Emerging Economies-a Panel Data Analysis. *PREPRINT (Version 1) available at Research Square*.
- Lorenz, M. O. (1905). Methods of measuring the concentration of wealth. *Publications of the American statistical association*, 9(70), 209-219.
- Molla, G. G. (2021). Human Capital and Income Inequality Linkage in Sub-Saharan Africa: Panel Data Analysis (1984–2016). *Journal of Developing Economies*, 6(2), 186-200.
- Polat, O. (2019). Ar-Ge, Vergi Teşvikleri ve Ekonomik Büyüme: Panel VAR Yaklaşımı. *Journal of Financial Politics/Economic Reviews/Finans Politik&Ekonomik Yorumlar*, 56(650).
- Przekota, G. (2021). Wybrane koncepcje pomiaru nierówności dochodowych. *Nierówności Społeczne a Wzrost Gospodarczy*, 66, 16-32.
- Rizky, M. D., Lubis, S. N., & Kesuma, S. I. (2024). Economic Growth, Poverty, Unemployment, and the Human Development Index (HDI) in Mitigating Socio-economic Disparities in North Sumatra (2019-2023):

- An Econometric Case Study. *South Asian Journal of Social Studies and Economics*, 21(12), 302-311.
- Sârbu, M. R. (2015, March). The Human Development Index in Global Context. *In Scientific Conference* (s. p. 11). INPROFORUM.
- Sasmita, N. R., Phonna, R. A., Fikri, M. K., Khairul, M., Apriliansyah, F., Idroes, G. M., et al. (2024). Statistical Assessment of Human Development Index Variations and Their Correlates: A Case Study of Aceh Province, Indonesia. *Grimsa Journal of Business and Economics Studies*, 1(1), 12-24.
- Sen, A. (1999). *Development as Freedom Oxford University Press Shaw TM&Herald*. The Politics of Africa: Dependence and Development.
- Shamsutdinova, N. K., Isiangulova, E. I., Lakman, I. A., Prodnikov, V. B., & Sadikova, L. F. (2017). Spatial Distribution of Human Development Index in the Regions of Russia. *Journal of Advanced Research in Law and Economics*, 8(30), 2594-2604.
- Smits, J., & Permanyer, I. (2019). The subnational human development database. *Scientific Data*, 6(1), 1-15.
- Taban, S. (2017). The relationship between income distribution and development: the case of Turkey. *Journal of Life Economics*, 4(2), 9-16.
- Theyson, K. C., & Heller, L. R. (2015). Development and income inequality: A new specification of the Kuznets hypothesis. *The Journal of Developing Areas*, 49(3), 103-118.
- Thiel, F. (2016). *The effect of inequality on (human) development—insights from a panel analysis of the human development index*. Master Thesis Universitat de Barcelona.
- Uddin, G. E. (2023). Human Development Index: A regional perspective. *International Journal of Development and Management Review*, 18(1), 125-140.
- UNDP. (2023). Human Development Report 2023: Breaking the Gridlock. United Nations Development Programme.
- World Bank. (2024, 07 01). *World Bank country classifications by income level for FY25*. The World Bank: <https://data.worldbank.org/country> adresinden alınmıştır
- Yılmaz, T. (2025). Türkiye'nin insani gelişmişlik ve çevresel baskılar arasındaki ilişkilerinin kanonik korelasyon analizi: Sosyoekonomik ve ekolojik göstergelerin incelenmesi. *Afyon Kocatepe Üniversitesi İktisadi Ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*, 27(1), 102-112.

Küresel Gıda Fiyatları Üzerindeki Dinamik Etkiler: İklim Değişikliği, Enerji Maliyetleri, Jeopolitik Riskler ve Deniz Taşımacılığı

Şerife Akıncı Tok¹

Özet

Bu çalışma, dalgacık tutarlılık analizi kullanarak Ocak 1990'dan Temmuz 2024'e kadar iklim değişikliği, enerji maliyetleri, jeopolitik riskler ve deniz taşımacılığı maliyetlerinin küresel gıda fiyatları üzerindeki dinamik etkilerini incelemektedir. Analiz, bu faktörler arasındaki zamanla değişen ilişkileri ortaya çıkararak, özellikle Panama ve Süveyş Kanallarındaki kesintiler, enerji fiyat şokları ve iklim değişikliğiyle bağlantılı aşırı hava koşulları gibi büyük olaylar sırasında güçlü tutarlılık dönemlerini vurgulamaktadır. Sonuçlar, kanal kesintileri ve artan enerji fiyatları nedeniyle denizcilik maliyetlerindeki artışların gıda fiyat enflasyonuna önemli ölçüde katkıda bulunduğunu göstermektedir. Ayrıca, kuraklık ve sıcak hava dalgaları gibi iklim olayları tarımsal verimliliğin azalmasına yol açarak gıda fiyatlarındaki oynaklığı daha da artırmıştır. Bu bulgular, gıda fiyatlarının çevresel ve jeopolitik faktörlerle bağlantılı doğasını vurgulamakta ve iklime dirençli tarımın teşvik edilmesi, enerji verimliliğinin artırılması ve kritik ticaret yollarının güvence altına alınması gibi bu kırılganlıkları ele alan stratejik politika müdahalelerine duyulan ihtiyacın altını çizmektedir.

GİRİŞ

Küresel gıda güvenliği iklim değişikliği, jeopolitik çatışmalar ve ekonomik belirsizliklerle karşı karşıya kaldıkça, gıda fiyatları ve enflasyon üzerinde ciddi baskılar oluşmaktadır. Dolayısıyla baskılar toplumların temiz ve güvenli gıdaya erişimini zorlaştırmakta ve küresel gıda fiyat endeksindeki dalgalanmaları hızlandırmaktadır. Baltık Kuru Yük Endeksi (Baltic Dry Index- BDI), deniz taşımacılığı maliyetleri arttıkça gıda fiyatları üzerindeki

1 Dr. Öğr. Üyesi, Zonguldak Bülent Ecevit Üniversitesi, İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi, Maliye Bölümü, s.akinci@beun.edu.tr, ORCID: <https://orcid.org/0000-0002-2505-1985>

enflasyonist baskıların habercisidir (Carrière-Swallow ve diğerleri, 2022). Örneğin, Panama Kanalı'ndaki su seviyesinin düşmesi navlun oranlarını yükselterek gıda üretim maliyetlerini artırmaktadır. Bu artış, özellikle Latin Amerika'dan gelen tarımsal ürünlerin fiyatlarına yansyarak hem ulusal hem de uluslararası piyasalarda gıda enflasyonunu tetiklemiştir. Faiz oranlarının yükseldiği bir ortamda, artan nakliye maliyetleri de çekirdek enflasyona baskı yaparak gıda fiyatlarının neden bu kadar kırılgan olduğunu göstermektedir (Isaacson & Rubinton, 2023). Bu tür olaylar, iklim değişikliğinin ekosistemleri ve tüketicilerin cebini etkileyen bir kriz olduğunu açıkça ortaya koymaktadır.

Öte yandan İklim değişikliğinin tarımsal üretim üzerindeki etkisi gıda fiyatlarını ve enflasyonist baskıları şiddetlendirmektedir (Mafie, 2022). Artan sıcaklıklar, kuraklıklar ve aşırı hava olayları tarımsal verimliliği azaltarak gıda arzında ciddi sıkıntılara yol açmaktadır. 2010 yılında Rusya ve Ukrayna'daki aşırı sıcaklıklar buğday üretiminin yüzde 30'a kadar düşmesine neden olmuş (Götz ve diğerleri, 2016) ve dünya genelinde tahıl fiyatlarının artmasına yol açmaktadır (Hunt ve diğerleri, 2021). Benzer şekilde, 2012 yılında Amerika Birleşik Devletleri'nin Orta Batı eyaletlerinde yaşanan aşırı kuraklık mısır verimliliğinde ciddi bir düşüşe yol açmış (Mallya ve diğerleri, 2013) ve küresel mısır fiyatlarını hızla artırmıştır. Mısır hem doğrudan tüketim hem de hayvancılık için kritik bir yem kaynağı olduğundan, bu üretim düşüşü sadece mısır fiyatlarını değil aynı zamanda hayvansal ürünlerin maliyetini de artırarak gıda enflasyonunu tetiklemektedir (Lal ve diğerleri, 2012). Sıcaklık artışlarının tarımsal verimlilik üzerindeki bu etkisi, özellikle tahıl ihracatına bağımlı ülkelerde gıda enflasyonunu artırmış ve çekirdek enflasyon üzerinde yukarı yönlü bir baskıya yol açmaktadır. Bu olaylar, iklim değişikliğinin gıda üretimi ve nakliyesi üzerindeki zincirleme etkilerinin altını çizmekte ve temiz ve güvenli bir gıda arzının korunması için acil önlemler alınması gerektiğini vurgulamaktadır.

Enerji ve petrol fiyatlarındaki dalgalanmalar tarımsal üretim ve nakliye maliyetlerini artırarak gıda fiyatları ve enflasyon üzerindeki baskıyı şiddetlendirmektedir. WTI petrol fiyatlarında 2007-2008 yıllarında yaşanan keskin artış tarımsal girdi maliyetlerini önemli ölçüde artırmış (Nazlıoğlu & Soytaş, 2011), gıda enflasyonunu tetiklemiş ve özellikle gelişmekte olan ülkelerde ciddi ekonomik zorluklara neden olmuştur. Enerji fiyatlarındaki bu artış tarımsal üretimin maliyet yapısını değiştirerek faiz oranlarının yükselmesine ve enflasyonist baskıların yayılmasına yol açmıştır (Bala & Chin, 2018). Bu süreç, enerji piyasalarının gıda fiyatları üzerindeki etkisini ortaya koymakta ve bu bağlamda sürdürülebilir enerji politikalarının gıda güvenliği için ne kadar önemli olduğunu göstermektedir.

Bunun yanı sıra jeopolitik riskler, terör tehditleri ve çatışmalar küresel gıda güvenliğini ve fiyat istikrarını önemli ölçüde etkilemektedir. Süveyş Kanalı'na yapılan saldırılar gibi olaylar ticaret yollarını kesintiye uğratarak navlun oranlarını ve gıda maliyetlerini artırmakta ve özellikle kırılgan gıda sistemlerine sahip bölgelerde enflasyonu tetiklemektedir. Savaş tehditleri ve nükleer tehditler gibi faktörler ekonomik belirsizliği derinleştirmekte, tarımsal ticareti ve gıda tedarik zincirlerini olumsuz etkilemektedir (Jagermeyr ve diğerleri, 2020; Jagtap ve diğerleri, 2022; Kushagra ve diğerleri, 2024), temiz gıdaya erişimi zorlaştırmaktadır. Tüm bu jeopolitik faktörler, daha yüksek gıda fiyatlarına ve enflasyona yol açan büyük ekonomik dalgalanmaları tetiklemektedir.

Bu bağlamda küresel gıda güvenliği, temiz gıda ve gıdaya erişim, BDI, iklim değişikliği, enerji maliyetleri, jeopolitik riskler ve terör tehditleri gibi faktörlerle yakından ilişkilidir. Bu değişkenlerin gıda enflasyonu, faiz oranları ve çekirdek enflasyon üzerindeki etkisi toplumların beslenme güvenliğini tehdit etmekte ve uluslararası gıda sistemlerinin kırılganlığını ortaya koymaktadır. Bu makale bu etkileşimleri incelemekte ve gıda güvenliğini sağlamak ve temiz gıdaya erişimi korumak için stratejileri tartışmaktadır. Bu çalışma, ekonomik, iklimsel ve jeopolitik değişkenlerin küresel gıda güvenliği ve gıda fiyatları üzerindeki etkilerini incelemek için aşağıdaki temel araştırma sorularına odaklanmaktadır:

- i. BDI ve navlun oranlarının gıda fiyat endeksi üzerindeki etkisi nedir?
- ii. İklim değişikliğinin tarımsal üretim ve gıda fiyatları üzerindeki etkileri nelerdir?
- iii. Petrol fiyatları ve enerji maliyetlerinin gıda fiyatları ve enflasyon üzerindeki rolü nedir?
- iv. Jeopolitik risklerin ve terör tehditlerinin gıda fiyatları ve güvenliği üzerindeki etkileri nelerdir?
- v. Nükleer tehditlerin gıda sistemleri üzerindeki etkileri nasıl şekilleniyor?

Gıda güvenliği, temiz gıdaya erişim ve fiyat istikrarı kritik ekonomik ve sosyal refah unsurları olarak ortaya çıkmıştır. Bu çalışmanın motivasyonu, gıda fiyatlarındaki dalgalanmaların ardındaki karmaşık dinamikleri ve bunların toplumlar üzerindeki etkilerini anlamaktır. İklim değişikliği, jeopolitik gerilimler ve enerji maliyetleri gibi tarım ve gıda sistemleri üzerindeki küresel faktörler giderek daha belirgin hale gelmekte ve gıda enflasyonu, çekirdek enflasyon ve faiz oranları gibi makroekonomik göstergeleri doğrudan etkilemektedir. Örneğin, Panama Kanalı'ndaki su seviyesinin düşmesi gibi spesifik olaylar, iklim değişikliğinin nakliye maliyetleri ve dolayısıyla gıda

fiyatları üzerindeki etkilerini göstermektedir. Benzer şekilde, Orta ABD'deki kuraklık ve sıcaklık artışları tarımsal üretim üzerindeki baskıları artırmakta, gıda arzını ve fiyatlarını olumsuz etkilemektedir. Bu tür olaylar, temiz ve güvenli gıdaya erişimin nasıl kırılgan hale geldiğini ve bu kırılganlığın ekonomik sonuçlarını daha iyi anlamamız gerektiğini göstermektedir. Bunun yanı sıra enerji maliyetlerindeki artışlar ve petrol fiyatlarındaki dalgalanmalar tarımsal üretimin maliyet yapısını değiştirerek gıda enflasyonunu ve faiz oranlarını etkilemektedir. Bu çalışma, enerji piyasalarının gıda güvenliği üzerindeki etkilerini incelemekte ve sürdürülebilir enerji politikalarının tarım ve gıda sistemleri için önemini vurgulamaktadır. Jeopolitik riskler ve terör tehditleri gıda tedarik zincirlerini bozarak fiyat istikrarını tehdit etmekte ve gıda güvenliğini ciddi şekilde baltalamaktadır.

Çalışmanın nihai motivasyonu, politika yapımcıların gıda güvenliği, temiz gıda ve gıdaya erişim konularında daha etkili ve bilinçli adımlar atabilmeleri için bu değişkenlerin gıda sistemleri üzerindeki etkileşimlerini ortaya koymaktır. Gıda fiyatlarının makroekonomik göstergeler üzerindeki etkilerinin anlaşılması, sürdürülebilir gıda politikalarının geliştirilmesi ve stratejik planlama bu çalışmanın temel amaçlarıdır. Bu bağlamda bulgular, küresel gıda güvenliğinin sürdürülmesi ve toplumların refahının artırılmasına önemli katkılar sağlamayı amaçlamaktadır.

Çalışmanın birinci ve ikinci bölümünde, önceki literatüre atıfta bulunularak teorik çerçeve belirtilmiştir. Üçüncü bölümde veri ve yöntemden bahsedilerek, dördüncü bölümde ampirik bulgular sunulmuştur. Beşinci bölümde bulgular tartışmaya açılarak ele alınırken, bir sonraki bölümde öneri ve çıkarımlar tartışılmıştır. Sonuç bölümünde ise çalışma bulguları özetlenecek, çalışma gelecek araştırmalar için önerilere yer verilerek sonlandırılmıştır.

1. Literatür Taraması

İklim değişikliği, enerji maliyetleri, jeopolitik riskler ve deniz taşımacılığı gibi birçok faktör küresel gıda fiyatlarının dinamiklerini şekillendirmektedir. Literatürde bu değişkenler arasındaki ilişkileri inceleyen çalışmalar, gıda fiyatlarındaki dalgalanmaların ardındaki karmaşık nedenleri ortaya koyuyor. Örneğin deniz taşımacılığı maliyetlerini ölçen BDI gıda fiyatlarını önemli ölçüde etkilerken özellikle Panama ve Süveyş kanallarındaki aksaklıkların taşımacılık maliyetlerini artırdığı ve gıda enflasyonunu tetiklediği gösterilmiştir. İklim değişikliğinin tarımsal üretim üzerindeki etkileri, artan sıcaklıklar, kuraklıklar ve aşırı hava olaylarının tarımsal verimliliği azaltmasıyla gıda fiyatlarında önemli artışlara yol açmıştır. Başta artan petrol

fiyatları olmak üzere enerji piyasaları, tarımsal üretim maliyetlerini artırarak gıda enflasyonunu daha da şiddetlendirmiştir. Jeopolitik gerilimler, terörist saldırılar ve askeri çatışmalar, tarımsal tedarik ve ticaret yollarını kesintiye uğratarak gıda güvenliğini tehdit etmektedir. Mevcut literatür, bu faktörlerin küresel gıda fiyatları üzerindeki çok yönlü ve karmaşık etkilerini anlamak için önemli ipuçları sunmakta ve gıda güvenliği stratejileri geliştirmek için kilit referans noktaları sağlamaktadır.

Reboredo (2012), dünya petrol fiyatları ile mısır, soya fasulyesi ve buğday fiyatları arasındaki ilişkiyi analiz etmiş ve petrol ile gıda fiyatları arasında zayıf bir petrol-gıda bağımlılığı olduğunu ve aşırı bir piyasa bağımlılığı bulunmadığını tespit etmiştir. Mensi ve diğerleri (2014), WTI petrol, Avrupa Brent petrolü ve benzin ile arpa, mısır, sorgum ve buğdayın günlük spot fiyatları arasındaki ilişkiyi incelemiştir. Analiz sonuçları, enerji ve tarım piyasaları arasında önemli bağlantılar olduğunu göstermektedir. Jiang ve diğerleri (2018), küresel petrol piyasası, tarımsal hammadde piyasaları ve metal piyasaları arasındaki ilişkiyi dalgacık analizi ve dalgacık-kopula analizi kullanarak incelemiş ve küresel petrol piyasasının metal piyasalarına öncülük ettiği ve metal piyasalarının tarımsal hammadde piyasaları ile eş zamanlı olarak değiştiği sonucuna varmıştır. Koriala ve diğerleri (2015), kopula yöntemini kullanarak tarımsal emtia vadeli işlemleri ile enerji vadeli işlem fiyatları arasındaki ilişkiyi incelemiştir. Ampirik sonuçlar, tarımsal emtia ve enerji vadeli işlem fiyatlarının anlamlı bir ilişki sergilediğini göstermektedir. Lucotte (2016), ham petrol fiyatları ile gıda fiyatları arasındaki ilişkiyi incelemiştir. Ocak 2007-Mayıs 2015 döneminden sonra ham petrol ve gıda fiyatları arasında pozitif ve güçlü bir ilişki vardır. Chowdhury ve diğerleri (2021), 1992-2017 yılları arasında enerji fiyatları ile gıda ürünleri arasındaki ilişkiyi incelemiştir. Sonuçlar, enerji fiyatları ile gıda ürünleri arasında istatistiksel olarak anlamlı bir ilişki olduğunu göstermektedir.

Tiwari ve diğerleri (2021), cylem ve tehditlerden kaynaklanan jeopolitik risklerin varlığında ham petrol fiyatları ile yulaf, mısır, buğday ve soya fasulyesi arasındaki ilişkiyi incelemiştir. Ampirik sonuçlar, enerji ve tarım piyasalarının güçlü bir şekilde birlikte hareket ettiğini göstermektedir. Alnour ve diğerleri (2023) enerji ve gıda fiyatları arasındaki ilişkiyi incelemiştir. Analiz sonuçları, enerji ve gıda fiyatları arasındaki asimetrik ilişkiyi ortaya koymaktadır. Mosnier ve diğerleri (2014), iklim değişikliğinin Çin, Japonya, Moğolistan ve Güney Kore'de gıda bulunabilirliği üzerindeki genel etkisinin yanı sıra üretim ve ticaret ayarlamalarının iklim değişikliği nedeniyle gıda bulunabilirliği üzerindeki etkilerini incelemiştir. Çalışma, 2050 yılına kadar adaptasyon politikalarının maliyetlerinin iklim projeksiyonlarına göre önemli ölçüde değiştiğini ortaya koymuştur. Ayrıca, tüketici destek politikalarının

maliyetlerinin piyasa fiyat sızıntısı nedeniyle gıda sistemleri üzerindeki baskıyı artırdığı ve iklim adaptasyonunun yerel bir sorun olarak görülmemesi gerektiği sonucuna varılmıştır. Saâdaou ve diğerleri (2022), jeopolitik risk ile temel gıda ürünlerinin fiyatları arasındaki ilişkiyi incelemiş ve jeopolitik faktörlerin gıda fiyatlarını önemli ölçüde etkilediğini tespit etmiştir. Sohag ve diğerleri (2023), Ocak 2001'den Mart 2020'ye kadar Avrupa Bölgesi bağlamında gıda fiyatlarının jeopolitik risk olaylarına, Rusya kaynaklı jeopolitik risk olaylarına ve küresel enerji fiyatlarına tepkisini ölçmüştür. Analiz sonuçlarına göre, Rusya kaynaklı jeopolitik risk olayları ve küresel enerji fiyatları uzun vadede gıda enflasyonunu artırmaktadır. Buna ek olarak, jeopolitik risk "tehditleri" ve "eylemlerinin" ayrıştırılmış ölçümlerinin gıda fiyatları üzerinde heterojen etkilere sahip olduğu bulunmuştur. Erdoğan ve diğerleri (2024), Nijerya'da Mayıs 2008-Mayıs 2020 döneminde gıda fiyatları ve iklim değişikliği arasındaki ilişkiyi incelemiştir. Ampirik bulgular, gıda fiyatları ile iklim değişikliğinden kaynaklanan sıcaklık artışları arasında bir bağımlılık olduğunu göstermektedir. Nijerya'da ısı enflasyonu olgusunun geçerli olduğu sonucuna varılmıştır. Sun & Su (2024), jeopolitik riskler ile gıda fiyatları arasındaki ilişkiyi incelemiş ve jeopolitik riskler ile gıda fiyatları arasında çift yönlü bir nedensellik olduğu sonucuna varmıştır. Asadollah ve diğerleri (2024), küresel jeopolitik risklerin ve küresel tedarik zinciri baskılarının küresel enflasyon üzerindeki etkilerini araştırmıştır. Manşet, çekirdek, gıda ve enerji enflasyonu olmak üzere dört enflasyon ölçütü kullanılarak yapılan analiz sonuçları, küresel tedarik zincirlerindeki aksaklıkların küresel enflasyonu artırmada öncü rol oynadığını göstermiştir. Ayrıca, pozitif tedarik zinciri baskıları ve petrol fiyatı şoklarının beş yıl sonra bile manşet enflasyonu etkilediği tespit edilmiştir.

Çalışmalar iklim değişikliği, enerji maliyetleri, jeopolitik riskler ve deniz taşımacılığı maliyetlerinin gıda fiyatları üzerindeki etkilerini geniş bir perspektiften incelemekle birlikte, bu değişkenler arasındaki etkileşimlerin bütüncül ve dinamik bir analizini sunamamaktadır. Özellikle spesifik olaylar (örneğin Panama Kanalı'ndaki su seviyelerinin düşmesi veya Süveyş Kanalı'na yapılan saldırılar) ve bu olayların farklı dönemlerdeki gıda fiyatlarına yansımaları üzerine yapılan çalışmalar sınırlıdır. Literatürdeki bu boşluk, iklimsel, ekonomik ve jeopolitik faktörlerin birlikte ele alınması ve gıda fiyatları üzerindeki eş zamanlı ve nedensel etkilerinin daha derinlemesine incelenmesi gerektiğini ortaya koyuyor.

2. Teorik Çerçeve

Bu çalışmanın teorik çerçevesi, ekonomik, iklimsel ve jeopolitik değişkenlerin gıda fiyatları üzerindeki etkilerini açıklamak için çeşitli teorileri

bir araya getirmektedir. Bu çerçevede, değişkenler arasındaki ilişkiyi kavramsal düzeyde anlamak ve literatüre katkıda bulunmak amacıyla geliştirilmiştir. Teorik arka plan, uluslararası ticaret teorisi, arz-talep dinamikleri, maliyet geçişkenliği, iklim değişikliği etkileri ve risk teorisi gibi çeşitli alanlardan yararlanmaktadır.

i. Uluslararası Ticaret Teorisi ve Navlun Maliyetleri

BDI ve navlun maliyetleri, uluslararası ticaret teorisinin merkezinde yer alan arz ve talep dinamikleri çerçevesinde değerlendirilmektedir. Artan ticaret maliyetleri, özellikle de nakliye maliyetleri, küresel piyasalarda gıda ürünlerinin fiyatlarını doğrudan etkileyen bir faktördür. Deniz taşımacılığı maliyetlerini ölçen BDI, dünya ticaretinin sağlığını yansıtır ve ekonomik büyüme ile doğrudan ilişkilidir. Nakliye maliyetlerindeki artışlar, Panama ve Süveyş Kanalı'ndaki aksaklıklar ve diğer olaylar, maliyet geçişkenliği yoluyla gıda fiyatlarına yansır. Bu geçişkenlik gıda fiyat endeksinde ve gıda enflasyonunda artışa neden olarak çekirdek enflasyonun yukarı yönlü hareketine katkıda bulunmaktadır.

ii. Maliyet Geçişkenliği Teorisi ve Enerji Fiyatları

Maliyet geçişkenliği teorisi, enerji fiyatlarındaki dalgalanmaları ve petrol fiyatlarının tarımsal üretim üzerindeki etkisini açıklamaktadır. Maliyet geçişkenliği, üretim maliyetlerindeki değişikliklerin nihai ürün fiyatlarına yansımaya derecesini ifade eder. WTI petrol fiyatlarındaki artış, tarımsal üretimde kullanılan enerji maliyetlerini artırmakta ve bu da gıda fiyatlarına yansımaktadır. Bu teori, özellikle gelişmekte olan ülkelerde tarımsal üretim maliyetlerinin gıda enflasyonuna katkısını anlamak için kritik bir araç sunmaktadır. Artan enerji maliyetleri ulaşım ve üretim süreçlerinin maliyetlerini artırarak çekirdek enflasyon üzerinde baskı oluşturmakta ve faiz oranlarının yükselmesine neden olmaktadır.

iii. İklim Değişikliği ve Tarımsal Üretim Teorisi

İklim değişikliği teorisi, artan sıcaklıkların, kuraklıkların ve aşırı hava olaylarının tarımsal verimlilik üzerindeki etkilerini açıklamaktadır. Tarımsal üretim teorisi, iklim değişikliğinin su kaynaklarını azaltarak, toprak kalitesini bozarak ve bitki büyüme süreçlerini bozarak tarımsal üretimi nasıl etkilediğini açıklar. Orta Amerika'da mısır üretiminde yaşanan ciddi verim kayıpları, artan sıcaklıkların ve kuraklıkların tarım sektörü üzerindeki doğrudan etkilerine somut bir örnek teşkil etmektedir. İklim değişikliği ve tarımsal üretim teorisi, bu olayların gıda fiyatlarını nasıl baskıladığını ve temiz ve güvenli gıdaya erişimin neden giderek zorlaştığını açıklamaktadır.

iv. Risk Teorisi, Jeopolitik Gerginlikler ve Gıda Güvenliği

Risk teorisi, belirsizliğin ve jeopolitik gerilimlerin ekonomik sonuçlarını değerlendirmek için bir çerçeve sunmaktadır. Süveyş Kanalı'ndaki terörist saldırılar ve nükleer tehditler gibi olaylar, tarımsal tedarik zincirlerini bozarak gıda güvenliğini tehdit etmektedir. Bu teori, jeopolitik risklerin ticaret rotaları üzerindeki etkilerini ve bu etkilerin gıda fiyatları üzerindeki etkilerini anlamak için kritik öneme sahiptir. Risk teorisi, gıda arzı belirsizliklerinin nasıl fiyat oynaklığına yol açtığını ve temiz gıdaya erişim üzerindeki baskıyı artırdığını açıklar.

v. Arz-Talep Dengesi ve Çekirdek Enflasyon İlişkisi

Arz-talep dengesi teorisi, gıda fiyatlarının belirlenmesinde temel bir çerçeve sunmaktadır. Tarımsal arzın azaldığı veya talebin arttığı dönemlerde fiyatlar hızla yükselir ve çekirdek enflasyonu tetikler. Gıda fiyatlarındaki dalgalanmalar, özellikle faiz oranları üzerinde baskı yaratarak ekonomik dengeyi bozabilir. Arz-talep teorisi iklim değişikliği, enerji maliyetleri ve jeopolitik risklerin gıda piyasalarını nasıl etkilediğini anlamak için kullanılır. Bu teori, gıda fiyatlarının ekonomideki genel enflasyon dinamikleri üzerindeki etkisini değerlendirmekte ve toplumların beslenme güvenliğinin sağlanmasında ekonomi politikalarının önemini vurgulamaktadır.

vi. Gıda Güvenliği ve Temiz Gıdaya Erişim

Gıda güvenliği ve temiz gıdaya erişim, sürdürülebilir tarım ve tedarik zincirlerinin önemini vurgulayan teorik yaklaşımlar çerçevesinde ele alınmaktadır. Bu çerçevede iklim değişikliği, enerji maliyetleri, jeopolitik gerilimler ve terör tehditleri temiz gıdaya erişim için en büyük risk faktörleri olarak ortaya çıkmaktadır. Teorik çerçeve, bu faktörlerin gıda güvenliği üzerindeki etkilerini değerlendirmekte ve politika yapımcıların bu riskleri nasıl yönetmeleri gerektiğine dair ipuçları sunmaktadır.

3. Veri ve Yöntem

Bu çalışmada Ocak 1990-Temmuz 2024 dönemini kapsayan aylık veriler kullanılmıştır. Bu dönem, küresel ticaret ve gıda piyasalarında önemli yapısal değişikliklerin meydana geldiği ve iklim değişikliği, enerji fiyatları ve jeopolitik risklerin etkilerinin belirginleştiği bir dönemi temsil ettiği için seçilmiştir. Veriler Baltic Dry Index (BDI), WTI petrol fiyatları, küresel gıda fiyat endeksi, küresel sıcaklık ve Caldara ve Iacoviell (2022)'in çalışmalarıyla literatüre kazandırılan jeopolitik risk endeksinde yer alan kategorilerden savaş tehdidi, nükleer tehdit ve terör tehdidi değişkenlerinden oluşmaktadır. Caldara ve Iacoviello jeopolitik risk endeksini Chicago

Tribune, the Daily Telegraph, Financial Times, The Globe and Mail, The Guardian, the Los Angeles Times, The New York Times, USA Today, The Wall Street Journal, ve The Washington Post gazetelerindeki olumsuz jeopolitik olaylarla ilgili makale sayısını (toplam haber makalesi sayısına oranı olarak) sayarak hesaplamıştır. Verilerdeki mevsimsel etkileri ortadan kaldırmak için Census_X12 yöntemi ile mevsimselleştirme yapılmıştır. Çalışmada değişkenler arasındaki dinamik ilişkileri belirlemek için dalgacık tutarlılık analizi uygulanmıştır. Bu yöntem, değişkenlerin özellikle zamansal ve frekans boyutlarındaki etkileşimlerini incelemektedir. Gıda fiyatlarının iklim değişikliği, enerji maliyetleri ve jeopolitik riskler gibi çok boyutlu faktörlerden nasıl etkilendiğini detaylandırmaktadır.

3.1. Yöntem

Bu çalışma, gıda fiyatları ile iklim değişikliği, enerji maliyetleri, jeopolitik riskler ve nakliye maliyetleri arasındaki ilişkileri analiz etmek için dalgacık tutarlılığı yöntemini kullanmaktadır. Dalgacık tutarlılığı, iki zamanlı seriler arasındaki ilişkilerin zaman ve frekansta nasıl değiştiğini incelememizi sağlayan etkili bir araçtır. Bu yöntem, zaman serilerinde ortak hareketlerin ne zaman ve hangi sıklıkta meydana geldiğini belirlemek için idealdir. Özellikle farklı dönem ve frekans bantlarındaki değişkenler arasındaki güç ve faz ilişkilerini ortaya çıkararak kısa ve uzun vadeli dinamiklerin analiz edilmesini sağlar.

Geleneksel korelasyon analizlerinin aksine, Dalgacık tutarlılığı değişkenler arasındaki zamansal değişiklikleri yakalama avantajına sahiptir. Bu yöntem, özellikle finansal ve ekonomik zaman serilerinde ilişkilerin zaman içinde nasıl geliştiğini incelemek için yaygın olarak kullanılmaktadır. Çalışmamızda literatürde yaygın şekilde kullanılan Morlet dalgacığı kullanılarak gıda fiyatları ve diğer değişkenler arasındaki olası eşzamanlı veya gecikmeli etkileşimlerin belirlenmesi amaçlanmıştır. Buna göre, iki zamanlı X_t ve Y_t serileri için dalgacık dönüşümleri sırasıyla $W_X(a, b)$ ve $W_Y(a, b)$, (Torrence & Compo, 1998) şeklinde gösterilmektedir. Burada a ölçek (frekansın tersi) ve b zaman kaymasıdır. Dalgacık tutarlılığı, bu iki serinin ortak gücünü ölçen bir metrik olan dalgacık çapraz spektrumu ($W_{XY}(a, b)$), kullanılarak hesaplanır (Torrence & Webster, 1999).

$$W_{XY}(a, b) = W_X(a, b) \cdot W_Y^*(a, b) \quad (1)$$

Bu özgürlük içinde, $W_Y^*(a, b)$, Y_t gücünün dalgacık dönüşümünün karmaşık eşleniğidir. Dalgacık geçişleri ($R^2(a, b)$) Denklem 2'deki gibi özelliklere sahiptir (Torrence & Webster, 1999):

$$R^2(a, b) = \frac{|S(W_{XY}(a, b))|^2}{S(|W_X(a, b)|^2) \cdot S(|W_Y(a, b)|^2)} \quad (2)$$

Burada S operatörü belirli bir zaman ve frekans penceresinde düzleştirilmiş spektral yoğunluğu temsil eder. $R^2(a, b)$ değeri 0 ile 1 arasında değişir; 1'e yakın değerler seriler arasında güçlü korelasyon olduğunu gösterir. Dalgacık tutarlılık analizinde faz farkı, iki zaman serisi arasındaki öncü-gecikme ve senkronizasyon ilişkilerinin incelenmesinde kritik öneme sahiptir. Faz farkı özellikle değişkenlerin birbirini nasıl etkilediğini ve bu etkinin yönünü belirlemek için kullanılır. Buna göre,

$$\phi(a, b) = \tan^{-1} \left(\frac{\text{Im}(W_{XY}(a, b))}{\text{Re}(W_{XY}(a, b))} \right) \quad (3)$$

Bu denklemde $\text{Im}(W_{XY}(a, b))$ dalgacık çapraz spektrumunun hayali kısmı, $\text{Re}(W_{XY}(a, b))$ ise gerçek kısımdır ve $\tan^{-1}$ fonksiyonu bu iki bileşen arasındaki açıyı hesaplayarak faz farkını verir. Bu açı şöyledir,

Eğer $\phi(a, b) = 0$, iki zaman serisinin aynı fazda hareket ettiğini veya serilerin eşzamanlı olarak ilerlediğini gösterir,

$0 < \phi(a, b) < \pi / 2$, X_t , Y_t 'yi önden takip eder (lider)

$-\pi / 2 < \phi(a, b) < 0$, Y_t , X_t 'yi takip eder (gecikme)

$\phi(a, b) = \pi$ veya $-\pi$, iki seri zıt fazda hareket ediyorsa, (Aguiar-Conraria ve diğerleri, 2008) şeklinde yorumlanır.

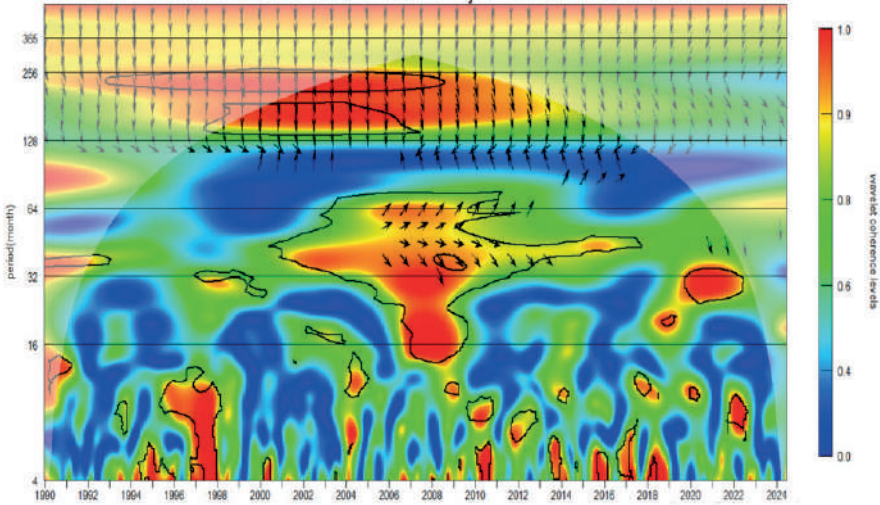
Dalgacık tutarlılığı analizi, değişkenler arasındaki zamana bağlı ilişkilerin hem frekans boyutunda hem de zaman ekseninde detaylı olarak incelenmesine olanak sağlamaktadır. Bu yöntem sayesinde, seriler arasındaki öncü-ardıl ilişkiler ve birlikte mi yoksa zıt yönlü mü hareket ettikleri belirlenebilmektedir. Ancak, dalgacık analizinde kenar etkileri (edge effects) önemli bir sınırlılık oluşturmaktadır. Serilerin başlangıç ve bitiş noktalarında elde edilen değerler güvenilir olmadığından, yorumlar yalnızca etki konisi (Cone of Influence, COI) içerisinde kalan bölgelerle sınırlandırılmıştır. Ayrıca, dalgacık tutarlılığında elde edilen ilişkilerin tesadüfi olup olmadığı belirlenebilmesi için istatistiksel anlamlılık testleri yapılmıştır. Bu çalışmada, katsayıların %5 düzeyinde anlamlılığını sınamak üzere Monte Carlo simülasyonları kullanılmış ve sonuçlar AR (1) kırmızı gürültü süreci sıfır hipotezine karşı test edilmiştir. Anlamlı bulunan bölgeler, dalgacık tutarlılığı haritalarında

kalın siyah konturlar ile sınırlandırılarak gösterilmiştir (Torrence & Webster, 1999; Grinsted, Moore & Jevrejeva, 2004).

4. Ampirik Bulgular

Bu bölümde dalgacık tutarlılık analizi kullanılarak elde edilen bulgular sunulmaktadır. Çalışma, gıda fiyatları ile iklim değişikliği, enerji maliyetleri, jeopolitik riskler ve deniz taşımacılığı maliyetleri arasındaki ilişkilerin dinamiklerini zaman ve frekans olarak incelemektedir. Analizler, farklı dönemlerde değişkenler arasındaki kısa ve uzun vadeli etkileşimleri ve ilişkilerin güçlendiği ya da zayıfladığı dönemleri ortaya koyarak gıda fiyatları üzerindeki çok boyutlu etkilerin nasıl şekillendiğini net bir şekilde gösteriyor. Bulgular, özellikle belirli olaylar ve kriz dönemlerinde bu faktörler arasındaki güçlü ilişkileri vurgulayarak gıda piyasalarının kırılganlıklarını ve bunların arkasındaki nedenleri anlamamıza katkıda bulunmaktadır.

Şekil 1. Dalgacık Tutarlılığı Gıda ve BDI



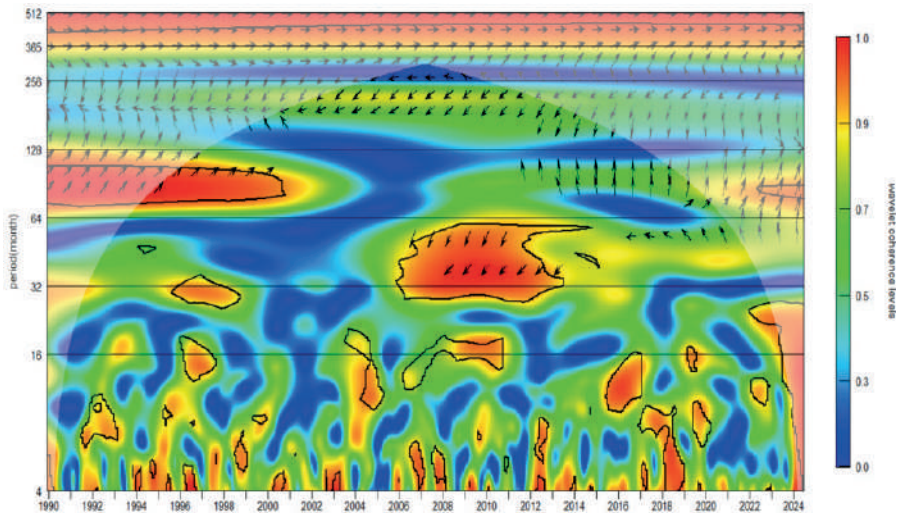
Şekil 1, dalgacık tutarlılık analizi kullanılarak gıda fiyat endeksi ve BDI arasındaki zamansal ve frekans alanı ilişkilerini göstermektedir. Renk skalası iki değişken arasındaki tutarlılık seviyelerini göstermektedir; kırmızı renkler yüksek tutarlılığı (güçlü korelasyon), mavi renkler ise düşük tutarlılığı (zayıf korelasyon) temsil etmektedir. Şeklin sağ tarafındaki renk çubuğu 0 ile 1 arasındaki bir ölçekte tutarlılık seviyelerini göstermektedir. Burada 0,9 ve üzeri değerler (kırmızı alanlar) iki değişken arasında güçlü bir ilişkiye işaret ederken, 0,4 ve altı değerler (mavi alanlar) zayıf veya önemsiz ilişkileri göstermektedir. Bu bağlamda, belirli dönemlerde meydana gelen renk

değişimleri, iki endeksin zaman içinde nasıl ilişkilendiğini ve bu ilişkilerin frekans alanında nasıl değiştiğini ortaya koymaktadır.

Faz okları iki zaman serisi arasındaki faz farkını ve bu farkın yönünü göstererek öncü ilişkileri anlamamızı sağlar. Oklar yukarı doğru yöneldiğinde BDI gıda fiyatlarına öncülük ederken, aşağı doğru oklar bunun tersini göstermektedir. Sağ taraftaki oklar iki serinin birlikte senkronize hareket ettiğini, sol taraftaki oklar ise ters yönde hareket ettiğini göstermektedir. Örneğin, 2008-2011 yılları arasında yaklaşık 16-64 aylık frekans bantlarında faz oklarının sağa ve yukarı doğru yöneldiği görülmektedir. Bu durum, BDI'nin bu dönemde gıda fiyatlarını güçlü bir şekilde yönlendirdiğini ve her iki serinin de aynı yönde hareket ettiğini göstermektedir. Bu tür faz ilişkileri, ekonomik olayların bu endeksler üzerindeki etkisini anlamak için önemli ipuçları sağlamaktadır.

Şekil 1'in ortaya koyduğu bir diğer önemli bulgu ise 2008-2011 ve 2016-2018 yılları arasındaki belirgin yüksek tutarlılık bölgeleridir. Orta ve uzun vadeli frekans bantlarında (16-128 ay) gözlenen bu kırmızı bölgeler BDI ile gıda fiyat endeksi arasındaki güçlü korelasyona ve birlikte hareket ettiklerine işaret etmektedir. Özellikle 2008-2009 yılındaki geniş kırmızı bölge, küresel finansal kriz sırasında her iki endeksin de benzer piyasa tepkileri verdiğine işaret etmektedir. Buna karşılık 1995-2000 ve 2020-2024 yılları arasında tutarlılık seviyelerinin düşük kaldığı görülmüyor; bu da bu dönemlerde iki değişken arasında anlamlı bir ilişki olmadığını gösteriyor. Genel olarak, bu dalgacık tutarlılık analizi, BDI ve gıda fiyat endeksi arasındaki zamansal dinamiklerin ekonomik ve piyasa faktörleri tarafından nasıl şekillendirildiğini anlamak için önemli bir bakış açısı sağlamaktadır.

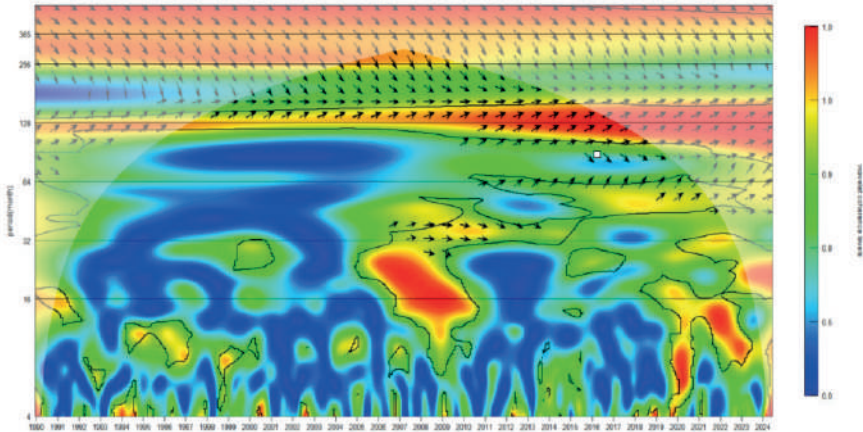
Şekil 2. Dalgacık Tutarlılığı Gıda ve Sıcaklık



Şekil 2’de gıda fiyat endeksi ile sıcaklık arasındaki ilişki dalgacık tutarlılık analizi kullanılarak incelenmiştir. Grafik uzun dönemli döngülerde (128 ay ve üzeri) güçlü bir uyum gösterirken, daha kısa dönemlerde bu ilişkinin zayıfladığı görülmektedir. Özellikle 1997-2003 ve 2010-2012 dönemlerinde 128 aylık periyotlarda güçlü uyum alanları (0,9 ile 1,0 arasında) tespit edilmiştir. Bu bulgular, literatürde sıcaklık dalgalanmalarının tarımsal üretim ve dolayısıyla gıda fiyatları üzerindeki etkilerini inceleyen çalışmalarla tutarlı görünmektedir (örn., Gornall ve diğerleri, 2010). Faz oklarının yönü, bu zaman dilimlerinde sıcaklık ve gıda fiyatları arasında genellikle pozitif bir faz ilişkisi olduğunu göstermektedir. Bu da sıcaklık değişimlerinin gıda fiyatlarını gecikmeli olarak etkilediğini ortaya koymaktadır.

Daha kısa dönemler (16-64 ay arası) tutarlılığın nispeten daha düşük olduğu ve ilişkilerin daha düzensiz olduğu bir alan göstermektedir. Bu sonuçlar, gıda fiyatlarının kısa vadede sıcaklık dalgalanmalarına daha az duyarlı olduğunu ve piyasaların kısa vadeli şoklara karşı direnç geliştirmiş olabileceğini göstermektedir. Ayrıca, faz okları farklı yönleri işaret ederek sıcaklık ve fiyatlar arasındaki ilişkinin kısa vadede istikrarlı olmadığını göstermektedir. Bu durum, önceki çalışmaların da belirttiği gibi, kısa vadeli fiyat dalgalanmalarının mevsimsel faktörlerden veya diğer piyasa dinamiklerinden daha fazla etkilendiğini göstermektedir. Sonuç olarak, bu analiz uzun vadeli sıcaklık değişimlerinin gıda fiyatları üzerinde önemli bir etkiye sahip olduğunu ve bu etkinin genellikle gecikmeli olarak ortaya çıktığını göstermektedir. Bununla birlikte, kısa vadeli dönemlerdeki düşük tutarlılık seviyeleri, piyasa dinamiklerinin kısa vadeli iklim değişikliklerine karşı daha dirençli olabileceğine işaret etmektedir. Bu bulgular, iklim değişikliğinin tarım ve gıda fiyatları üzerindeki etkilerini inceleyen çalışmalara katkıda bulunmakta ve gelecekteki politika yapıcılar için kritik ipuçları sağlamaktadır.

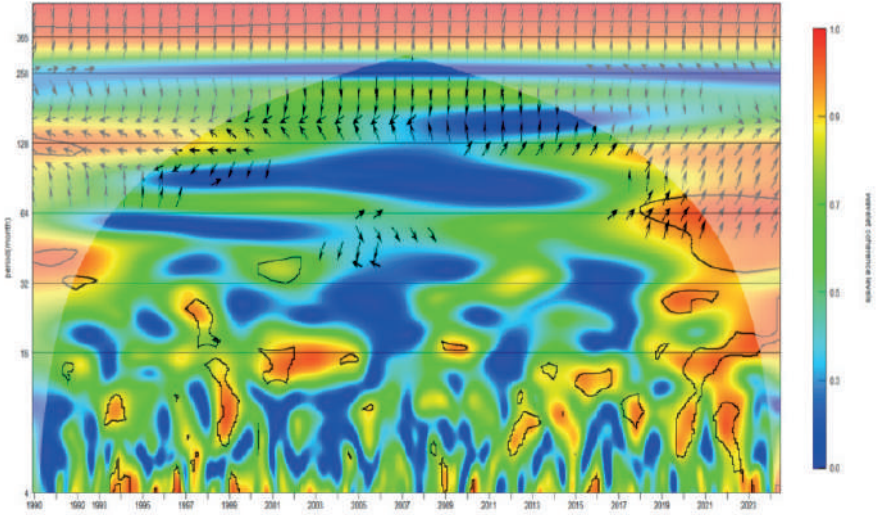
Şekil 3. Dalgacık Tutarlılığı Gıda ve WTI



Şekil 3, gıda fiyat endeksi ile WTI petrol fiyatları arasındaki dinamik ilişkilerin zaman ve dönemler içinde nasıl değiştiğini göstermektedir. Analiz 1990'dan 2024'e kadar olan verileri kapsamakta ve hem kısa vadeli (16-64 ay) hem de uzun vadeli (128 ay ve üzeri) tutarlılık yapıları incelenmektedir. Grafik genel olarak uzun dönemlerde daha yüksek tutarlılık seviyeleri (0,9-1,0) gösterirken, kısa dönemlerde tutarlılık düzensiz ve daha düşüktür. Özellikle 128 aylık dönemlere odaklanıldığında, 2004 ve 2012 yılları arasında güçlü tutarlılık seviyeleri gözlenmektedir. Bu bulgular, petrol fiyatlarının tarımsal üretim maliyetlerini etkileyerek gıda fiyatlarını önemli ölçüde etkileyebileceğini gösteren literatürle tutarlıdır (örneğin, Chen ve diğerleri, 2010; Nazlıoğlu ve Soytaş, 2011; Pal ve Mitra, 2017). Okların genel olarak sağa yönelmiş olması, WTI petrol fiyatlarının bu dönemlerde gıda fiyatları üzerinde pozitif faz farkı etkisine sahip olduğunu göstermektedir. Başka bir deyişle, petrol fiyatlarında artış olduğunda gıda fiyatlarında bir süre sonra artış gözlenmektedir. Bu durum, başta tarımsal girdiler olmak üzere enerji maliyetlerindeki artıştan kaynaklanan gecikmeli bir etkiye işaret etmektedir.

Tutarlılık seviyeleri daha kısa dönemlerde, özellikle 16-64 ay arasında (0.5-0.7) önemli ölçüde daha düşüktür ve bu da kısa vadeli fiyat dinamiklerinin daha karmaşık olduğunu göstermektedir. Bu bulgular, petrol ve gıda fiyatları arasındaki kısa vadeli ilişkilerin büyük ölçüde oynak olduğunu ve dış şoklardan, spekülasyonlardan veya diğer makroekonomik faktörlerden etkilendiğini göstermektedir (Hamilton, 1983). Buna ek olarak, faz farkının kısa dönemlerdeki değişkenliği, gıda fiyatlarının petrol fiyatlarındaki değişikliklere verdiği tepkinin her zaman tutarlı olmadığını göstermektedir. Sonuç olarak, bu çalışma gıda fiyat endeksi ile WTI petrol fiyatları arasında uzun dönemlerde güçlü bir ilişki olduğunu, ancak bu ilişkinin kısa dönemlerde zayıf ve değişken olduğunu ortaya koymaktadır. Petrol fiyatlarındaki uzun dönemli dalgalanmaların tarımsal üretim maliyetleri üzerindeki etkisi, gıda fiyatlarının belirleyici unsurlarından biri olarak değerlendirilmektedir. Bu bulgular, enerji fiyatlarının gıda güvenliği ve küresel enflasyon üzerindeki etkilerini inceleyen gelecekteki çalışmalara önemli katkılar sağlamaktadır.

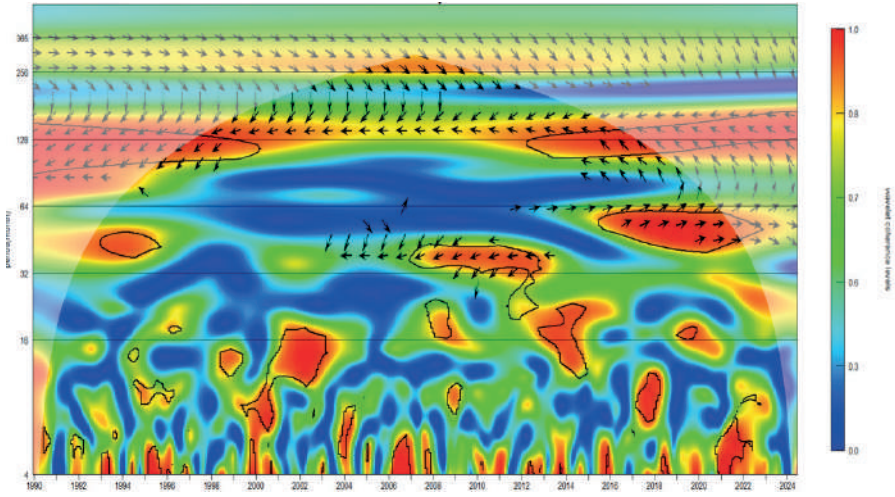
Şekil 4. Dalgacık Tutarlılığı Gıda ve Savaş Tehditleri



Şekil 4'te dalga tutarlılığı analizi, gıda arzı ve savaş tehditleri arasındaki ilişkilerdeki dönemsel değişimleri ortaya koymaktadır. 128-256 ay gibi uzun dönemlerde, 1997-2003 ve 2008-2015 yılları arasında önemli bir tutarlılık gözlenmektedir. Bu dönemlerde sıcak renklerin (turuncu ve kırmızı) baskın olması iki değişken arasında güçlü bir ilişki olduğunu göstermektedir. Özellikle 2008 ve 2015 yılları arasındaki uyum, büyük bir ekonomik kriz ve küresel siyasi dalgalanmalarla aynı döneme denk gelmektedir. Analizde gözlemlenen oklar iki değişken arasındaki etkileşimin yönünü göstermektedir; okların yukarı doğru eğim yaptığı alanlar gıda arzındaki değişikliklerin savaş tehditleri üzerindeki potansiyel etkisine ya da bu iki değişkenin birlikte hareket ettiğine işaret etmektedir.

Grafik, 64-128 aylık orta dönemlerde tutarlılık seviyelerinin düştüğünü, ancak bazı belirgin alanlar olduğunu göstermektedir. Bu alanlar 1995-2000 ve 2015-2019 yıllarında görülmekte olup kısa vadeli ancak güçlü ilişkilere işaret etmektedir. Düşük frekanslı (16-32 ay) bölgelerde, gıda arzı ve savaş tehditleri arasındaki uyum genellikle düşüktür, ancak bazı dönemlerde ani ve keskin artışlar kaydedilmiştir. Bu tür artışlar özellikle 1990'ların başında ve 2010'ların sonunda görülmektedir. Bu bulgular, daha kısa vadeli ve geçici faktörlerin bu değişkenler arasında güçlü ancak kısa vadeli etkileşimlere neden olabileceğini göstermektedir.

Şekil 5. Dalgacık Tutarlılığı Gıda ve Nükleer Tehditler



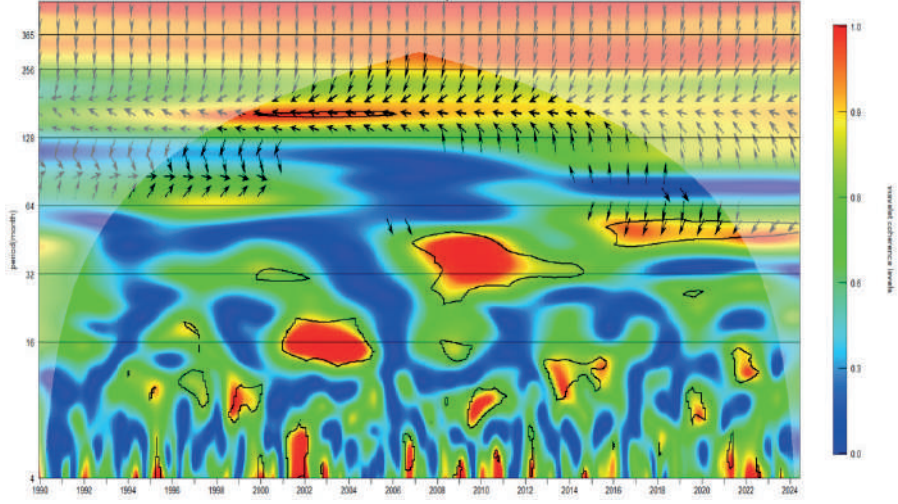
Şekil 5, kısa vadeli (16-64 ay) ve uzun vadeli (128 ay ve üzeri) tutarlılık yapılarında farklı ilişki kalıplarını ortaya koymaktadır. En yüksek tutarlılık seviyelerine sahip dönemler 0.8-1.0 bandında yer almaktadır ve bu da nükleer tehditler ile gıda fiyat endeksi arasında önemli bir ilişki olduğunu göstermektedir. Bu yüksek tutarlılık dönemleri özellikle 128 aylık dönemlerde belirgindir ve 2002-2015 yılları arasında büyük bir yoğunlaşma göstermektedir.

Özellikle 2002-2015 arasındaki 128 aylık dönemde çok yüksek düzeyde bir tutarlılık gözlenmektedir. Bu durum, nükleer tehditlerin gıda fiyat endeksi üzerindeki potansiyel uzun vadeli etkilerini yansıtmaktadır. Bu bulgular, nükleer tehditlerin ve küresel jeopolitik risklerin gıda güvenliği ve fiyatları üzerindeki etkilerini inceleyen çalışmalarla (örneğin, Saâdaoui ve diğerleri, 2022; Sommerville ve diğerleri, 2014) tutarlıdır. Nükleer tehditlerin ekonomik belirsizliği artırdığı, dolayısıyla tarımsal üretimi, tedarik zincirlerini ve ticaret dinamiklerini etkileyerek gıda fiyatlarında dalgalanmalara yol açabileceği öne sürülmektedir. Faz farkı okları, nükleer tehditlerin bu süreçte gıda fiyatlarında bir tür tetikleyici rol oynadığını göstermektedir.

Daha kısa dönemler (16-64 ay) incelendiğinde, 1990'dan 2024'e kadar düşük seviyelerde (0,3-0,7) tutarlılık gözlenmektedir. Bu durum, nükleer tehditlerin gıda fiyatları üzerindeki etkisinin kısa vadede daha sınırlı veya değişken olduğunu ortaya koymaktadır. Kısa vadeli dalgalanmalar bu dönemlerde, özellikle 2008 küresel finans krizinden sonra belirginleşmiştir.

Ancak 2018'den sonra tutarlılıktaki artışlar, bazı kısa vadeli olayların nükleer tehditler ve gıda fiyatları arasındaki ilişkiyi güçlendirdiğine işaret ediyor olabilir. Bu tutarlılık, nükleer tehditlerin yol açtığı belirsizliklerin ve jeopolitik gerilimlerin kısa vadede tarım piyasalarına nasıl yansıdığını açıklayabilir.

Şekil 6. Dalgacık Tutarlılığı Gıda ve Terör Tehditleri



Şekil 6'da, 128-256 ay arasındaki uzun vadeli frekanslarda, özellikle 1997-2003 ve 2007-2012 yıllarında uyumda önemli artışlar gözlenmektedir. Bu yüksek uyum seviyeleri, gıda arzı ve terör tehditlerinin bu yıllarda birlikte değiştiğini ve olası bir etkileşime sahip olabileceğini düşündürmektedir.

Orta vadeli frekanslarda (64-128 ay arası) ise uyum düzeylerinin değişkenlik gösterdiği görülmektedir. Uyum düzeylerinde 1994-2000 ve 2014-2018 yılları arasında önemli artışlar görülmektedir. Bu dönemlerdeki uyum, terör tehditleri ile gıda arzındaki dalgalanmaların zaman zaman paralel hareket ettiğini veya birbirini etkileyebildiğini göstermektedir. Bu frekans aralığındaki okların yönü genellikle aşağı doğrudur; bu da terör tehditlerindeki artışların gıda arzındaki değişikliklerden etkilenebileceğini veya bu değişikliklerin terör tehditlerini tetikleyebileceğini düşündürmektedir.

Kısa vadeli frekanslarda (16-64 ay), uyum seviyeleri genellikle düşük kalmaktadır, ancak 1990'ların ortalarında ve 2000'lerin başında ve 2015'ten sonra bazı keskin artışlar kaydedilmiştir. Uyumdaki bu ani artışlar, belirli olayların veya kısa vadeli krizlerin iki değişken arasında geçici ve güçlü etkileşimlere neden olabileceğine işaret etmektedir. Okların yönü ve yoğunluğu, bu tür kısa vadeli dinamiklerin analizinde daha fazla dikkat

gerektirmekte ve terör tehditlerinin gıda arzındaki kısa vadeli dalgalanmalara verdiği tepkinin karmaşık olduğunu göstermektedir.

4.1. Bulguların Değerlendirilmesi

1990-2024 dönemini kapsayan analizlerde, küresel gıda fiyatları ile ekonomik, iklimsel ve jeopolitik değişkenler arasındaki ilişkiler dinamik bir şekilde gözlemlenmiştir. Özellikle BDI ile gıda fiyat endeksi arasındaki güçlü korelasyon, deniz taşımacılığı maliyetlerinin gıda fiyatları üzerindeki etkisini göstermektedir. 2008-2011 ve 2016-2018 yılları arasındaki yüksek uyum seviyeleri, bu dönemlerde deniz taşımacılığı maliyetlerindeki artış ve bunun sonucunda gıda fiyatlarındaki artışla ilişkilendirilmiştir. Bu dönemler, küresel finansal krizler ve deniz ticaret yollarındaki aksamalar gibi büyük ekonomik şoklarla aynı zamana denk gelmektedir. Örneğin, 2008 küresel mali krizinde BDI'nin zirve yapması navlun maliyetlerini ve dolayısıyla gıda fiyatlarını doğrudan etkilemiştir. Bu bulgular, küresel ticaretin sağlığını ve nakliye maliyetlerinin gıda enflasyonu üzerindeki belirleyici rolünü tarihsel bir perspektiften ortaya koymaktadır.

İklim değişikliğinin etkisi, 1997-2003 ve 2010-2012 yılları arasında sıcaklık değişimlerinin gıda fiyatları üzerindeki uzun vadeli etkileriyle dikkat çekmiştir. Bu dönemlerde yaşanan El Niño ve La Niña gibi iklim olayları tarımsal üretimi tahrip etmiştir. 1997-1998 yıllarında yaşanan güçlü El Niño olayı küresel sıcaklıkların yükselmesine, kuraklıkların artmasına ve bazı bölgelerde aşırı yağışlara neden olarak tarımsal üretimde ciddi kayıplara yol açmıştır. Örneğin Güneydoğu Asya'da pirinç üretimi önemli ölçüde azalmış, bu da küresel gıda fiyatlarında ani artışlara yol açmıştır. Aynı dönemde Latin Amerika'da kahve üretimi iklimsel düzensizliklerden zarar görmüştür. 2010-2012 yıllarında Kuzey Yarımküre'de yaşanan aşırı sıcak hava dalgaları ve kuraklık, Amerika Birleşik Devletleri'nin Orta Batısında mısır üretiminde ciddi kayıplara yol açarak mısır fiyatlarının dünya genelinde hızla yükselmesine neden olmuştur. Bu somut olaylar, iklim değişikliğinin tarım sektörü üzerindeki uzun vadeli etkilerini ve gıda fiyatlarının iklimsel faktörlere karşı ne kadar kırılgan olduğunu tarihsel verilerle kanıtlamaktadır.

Jeopolitik riskler, özellikle de savaş tehditleri ve askeri yığınaklar, tarihsel olarak gıda fiyatları üzerindeki etkiyi güçlendiren faktörler arasında yer almıştır. 1990'ların başından bu yana artan jeopolitik gerilimler ve savaşlar ticaret yollarını kesintiye uğratmış ve gıda arz güvenliğini tehdit etmiştir. Jeopolitik risklerin 2008-2015 yılları arasında zirve yaptığı ve gıda fiyat endeksi ile savaş tehditleri arasındaki uyumun yüksek olduğu gözlemlenmiştir. Bu dönem Orta Doğu'daki çatışmalar, Süveyş Kanalı'na

yapılan saldırılar ve Ukrayna'daki savaşın tarımsal ihracatı sekteye uğratması gibi olaylara denk gelmektedir. Askeri yığınakların ve savaş tehditlerinin gıda fiyatları üzerindeki bu etkisi sadece gıda enflasyonunu artırmakla kalmamış, küresel enflasyon dinamiklerini de önemli ölçüde etkilemiştir.

Petrol fiyatları ve enerji maliyetleri de 1990-2024 döneminde gıda fiyatlarını etkileyen kritik faktörler olarak ortaya çıkmaktadır. 2004-2012 yılları arasındaki güçlü uyum, enerji fiyatlarındaki artışın tarımsal üretim maliyetlerini artırdığını ve gıda fiyatları üzerinde önemli bir baskı yarattığını göstermektedir. Bu dönem, WTI petrol fiyatlarının zirve yaptığı 2007-2008 finansal krizine denk gelmektedir. Petrol fiyatlarındaki artış tarımsal girdi maliyetlerini artırmış, bu da doğrudan gıda fiyatlarına yansımıştır. 1990'ların başından itibaren petrol fiyatlarında yaşanan dalgalanmalar, özellikle gelişmekte olan ülkelerde tarımsal üretimin maliyet yapısını değiştirmiş ve gıda enflasyonunu tetiklemiştir. Bu tarihsel perspektif, enerji piyasalarının tarımsal üretim ve gıda fiyatları üzerindeki belirleyici rolünü vurgulamaktadır.

Sonuç olarak, 1990-2024 döneminde ekonomik, iklimsel ve jeopolitik faktörlerin gıda fiyatları üzerindeki etkisi tarihsel olaylarla örtüşen dinamikler sergilemiştir. BDI, sıcaklık değişimleri, jeopolitik riskler ve petrol fiyatları gibi değişkenler gıda güvenliği üzerinde baskı oluşturarak fiyatların kırılganlığını artırmıştır. Bu değerlendirme, küresel gıda sistemlerinin dış şoklara karşı nasıl kırılgan olduğunu ve bu kırılganlığın tarihsel süreçler tarafından nasıl şekillendirildiğini ortaya koymaktadır. Bulgular, politika yapıcılara gıda güvenliği stratejileri geliştirme ve bu kırılganlıkları azaltma konusunda önemli ipuçları sağlamaktadır.

5. Tartışma

Bu çalışmanın bulguları, küresel gıda fiyatlarının ekonomik, iklimsel ve jeopolitik değişkenler tarafından nasıl şekillendirildiğine ve bu faktörlerin tarihsel olaylarla örtüşen dinamiklerine dair ayrıntılı bir açıklama sunmaktadır. Bulgular gıda fiyatlarının ekonomik, sosyal ve siyasi dalgalanmalara karşı son derece hassas olduğunu göstermektedir. Tartışma bölümü, bulguların literatürle uyumluluğuna ve politika çıkarımlarına odaklanacaktır.

İlk olarak, BDI ile gıda fiyat endeksi arasındaki güçlü ilişki, deniz taşımacılığı maliyetlerinin gıda enflasyonu üzerindeki belirleyici rolünü vurgulamaktadır. Özellikle Panama ve Süveyş Kanalı gibi kritik ticaret noktalarında yaşanan aksaklıkların nakliye maliyetlerini artırdığını ve gıda fiyatları üzerinde yukarı yönlü baskı oluşturduğunu görüyoruz. Bu durum, BDI'nin gıda fiyatları üzerindeki etkisini inceleyen literatürle tutarlıdır

(örneğin, Carrière-Swallow ve diğerleri, 2022; Charles, 2023; Isaacson & Rubinton, 2023) . Çalışmamız, BDP'daki artışın gıda fiyatlarına yansımalarının özellikle kriz dönemlerinde daha belirgin olduğunu ortaya koymaktadır. Bu bulgu, politika yapıcılar için deniz taşımacılığının güvenliğini artırmanın ve kritik ticaret yollarındaki olası aksaklıkları en aza indirmenin önemini vurgulamaktadır.

İklim değişikliği en çarpıcı bulgulardan biridir. El Niño, La Niña gibi iklim olayları ve 1997-2003 ve 2010-2012 yıllarındaki kuraklıklar tarımsal üretim üzerinde doğrudan olumsuz etkiler yaratarak gıda fiyatlarının artmasına neden olmuştur. Bu sonuç, iklim değişikliğinin tarımsal verimlilik üzerindeki etkisini inceleyen önceki çalışmalarla tutarlıdır (Ali, 2024; Gornall ve diğerleri, 2010; Mafie, 2022) . Bu bağlamda, iklim değişikliğinin tarım sektörü üzerindeki etkilerini azaltmak için sürdürülebilir tarım tekniklerinin ve iklime uyarlanmış stratejilerin önemini bir kez daha ortaya koymaktadır. Çalışmamız, özellikle iklim değişikliğinden en çok etkilenen ülkelerde iklim değişikliğinin etkilerini azaltmaya yönelik politikalara öncelik verilmesi gerektiğine dikkat çekmektedir.

Jeopolitik risklerin, savaş tehditlerinin ve askeri yığınakların gıda fiyatları üzerindeki etkisi, jeopolitik olayların ticaret ve ekonomik güvenlik üzerindeki olumsuz etkilerini inceleyen literatürdeki çalışmalarla (örneğin, Gupta ve diğerleri, 2019; Khan ve diğerleri, 2023; Li ve diğerleri, 2021) paralellik göstermektedir. 2008-2015 yılları arasındaki yüksek tutarlılık, jeopolitik gerilimlerin tarımsal üretimi ve ticaret yollarını sekteye uğratarak gıda güvenliğini nasıl tehdit ettiğini göstermektedir. Bu bulgular, gıda güvenliği politikalarının jeopolitik riskleri en aza indiren stratejilerle desteklenmesi gerektiğini vurgulamaktadır. Uluslararası ticaret anlaşmalarının ve gıda tedarik zincirlerinin güvenliğinin sağlanması, küresel gıda sistemlerinin kırılganlığının azaltılmasında kritik bir rol oynayabilir.

Son olarak, enerji fiyatlarındaki dalgalanmalar ve petrol fiyatlarının gıda fiyatları üzerindeki etkisi, enerji maliyetlerinin tarımsal üretim üzerindeki baskısına ilişkin literatüre önemli katkılar sağlamaktadır (örneğin, Arizpe ve diğerleri, 2011; Wang & McPhail, 2014; Woods ve diğerleri, 2010). WTI petrol fiyatlarının arttığı dönemlerde tarımsal üretim maliyetlerinin yükselmesi, gıda fiyatlarına doğrudan yansımış ve özellikle gelişmekte olan ülkelerde gıda enflasyonunu artırmıştır. Bu bağlamda, sürdürülebilir enerji politikalarının geliştirilmesi ve yenilenebilir enerji kaynaklarının tarımsal üretimde kullanılması, enerji maliyetlerinin gıda fiyatları üzerindeki baskısını azaltabilecek önemli bir strateji olarak öne çıkmaktadır. Bu tartışmalar, küresel gıda güvenliği için entegre politikalar geliştirilmesi ihtiyacını

ortaya koymaktadır. Çalışmanın bulguları, gıda fiyatlarını etkileyen çok boyutlu risklerin daha iyi anlaşılması ve bu riskleri en aza indirecek stratejik politikaların önemini vurgulamaktadır. Deniz taşımacılığı, iklim değişikliği, jeopolitik riskler ve enerji maliyetleri gibi faktörlerin etkin yönetimi, gıda güvenliği ve temiz gıdaya erişim için kritik öneme sahiptir.

6. Öneriler ve Çıkarımlar

Bu çalışmanın bulguları, küresel gıda fiyatlarının iklim değişikliği, jeopolitik riskler, nakliye maliyetleri ve enerji fiyatları gibi çok boyutlu faktörlerden etkilendiğini ortaya koymaktadır. Gıda güvenliğini artırmak ve fiyat oynaklığını azaltmak için ülke ve bölge bazında stratejik yaklaşımlar benimsenmelidir. Öneriler, somut politikalar ve bölgesel ihtiyaçlar dikkate alınarak şekillendirilmiştir.

İklim değişikliğine uyum sağlamaya yönelik tarım politikaları: İklim değişikliğinin olumsuz etkilerini azaltmak için, özellikle Afrika ve Güney Asya gibi iklim risklerine karşı en savunmasız bölgelerde kuraklık ve sel gibi aşırı hava koşullarına dayanıklı ürün çeşitlerinin geliştirilmesi kritik önem taşımaktadır. Bu bölgelerde su verimliliğini artıran teknolojilerin yaygınlaştırılması ve çiftçilerin iklime uyarlanmış tarım teknikleri konusunda eğitilmesi gerekmektedir. Örneğin, Hindistan’da sulama verimliliğini artırmak için damla sulama sistemleri teşvik edilmeli ve iklime dirençli tohumların kullanımı desteklenmelidir. Sahraaltı Afrika’da kuraklığa dayanıklı tahıl çeşitlerinin geliştirilmesi ve bu yeniliklerin küçük ölçekli çiftçilere ulaştırılması gıda güvenliğinin artırılmasında önemli bir adım olacaktır.

Kritik ticaret yollarının güvenliği ve nakliye maliyetlerinin azaltılması: Panama ve Süveyş Kanalı gibi stratejik ticaret yollarındaki aksaklıkların küresel gıda fiyatları üzerindeki etkisi, bu bölgelerdeki altyapı yatırımlarının önemini artırmaktadır. Süveyş Kanalı’ndaki güvenlik tehditlerinin en aza indirilmesi için uluslararası deniz güvenliği işbirliğinin güçlendirilmesi ve bölgedeki denizcilik faaliyetlerine yönelik denetimlerin artırılması tavsiye edilmektedir. Ayrıca Latin Amerika’dan Asya’ya alternatif ulaşım rotalarının geliştirilmesi, özellikle Panama Kanalı’ndaki düşük su seviyelerinin neden olduğu gecikmeleri azaltarak ulaşım maliyetlerini düşürebilir. Avrupa Birliği ile Asya-Pasifik bölgesi arasında demiryolu taşımacılığının güçlendirilmesi ve Çin’in “Kuşak ve Yol” girişimi kapsamında yeni lojistik merkezlerinin inşa edilmesi de ticaret maliyetlerini ve transit sürelerini azaltarak gıda fiyat istikrarına katkıda bulunacaktır.

Jeopolitik riskleri azaltmak için bölgesel işbirliğinin güçlendirilmesi: Orta Doğu ve Kuzey Afrika gibi jeopolitik çatışmaların yoğun olduğu bölgelerde, tarımsal üretimi korumak için barışçıl çözümlere ve istikrarı teşvik eden politikalara öncelik verilmelidir. Başta Süveyş Kanalı ve Hürmüz Boğazı olmak üzere stratejik deniz yollarının güvenliğinin sağlanması, uluslararası gıda tedarik zincirlerinin devamlılığı açısından kritik önem taşımaktadır. Bu bağlamda, Birleşmiş Milletler (BM) ve bölgesel örgütler aracılığıyla güvenlik protokollerinin uygulanması ve ticaret yollarının korunması amacıyla askeri varlığın azaltılması için diplomatik çabalar artırılmalıdır. Ayrıca Afrika Birliği ve Körfez İşbirliği Konseyi gibi bölgesel işbirliği platformları gıda arz güvenliğini arttırmak ve tarımda teknoloji transferini hızlandırmak için ortak projeler geliştirmelidir.

Enerji maliyetlerini düşürmek için yenilenebilir enerji yatırımlarının artırılması: Tarımsal üretim üzerindeki enerji maliyetlerini azaltmak için özellikle petrol bağımlılığı yüksek olan Orta Doğu ve Kuzey Afrika ülkelerinde yenilenebilir enerji yatırımlarının artırılması gerekmektedir. Güneş ve rüzgar enerjisi potansiyeli yüksek olan bu bölgelerde tarımsal üretimde enerji verimliliği sağlayacak teknolojilerin yaygınlaşması hem enerji bağımlılığını azaltacak hem de üretim maliyetlerini düşürecektir. Örneğin Suudi Arabistan ve Birleşik Arap Emirlikleri'nde güneş enerjisi santralleri tarımsal sulama sistemlerine entegre edilerek su pompalama maliyetleri azaltılabilir. Benzer şekilde Avrupa Birliği ülkeleri de tarım sektöründe biyogaz ve biyokütle gibi yenilenebilir enerji kaynaklarını destekleyerek tarımsal üretim maliyetlerinin düşürülmesine katkıda bulunabilir.

Küresel gıda güvenliği için politika entegrasyonu ve kriz yönetimi: Gıda fiyatlarındaki dalgalanmalar, gıda güvenliği ve ulusal ekonomi politikalarının entegrasyonunu gerektirmektedir. Gıda tedarik zincirlerinin kırılgan olduğu Latin Amerika ve Asya ülkelerinde, gıda stoklarının etkin yönetimini sağlamak için kriz yönetimi stratejileri geliştirilmelidir. Uluslararası gıda rezervlerinin oluşturulması ve acil durumlarda kullanılabilirliğinin artırılması, arz şoklarına karşı önemli bir tampon görevi görecektir. Ayrıca Dünya Ticaret Örgütü (WTO) ve FAO gibi uluslararası kuruluşlar, gıda ticaretini düzenleyen kuralların adil ve esnek olmasını sağlayarak krizler sırasında ülkelerin gıda arz güvenliğini korumalarına yardımcı olmalıdır.

Sonuç olarak, bu çalışmanın bulguları, gıda güvenliğinin sağlanması ve gıda fiyatlarındaki oynaklığın azaltılması için ülkelerin hem ulusal hem de uluslararası düzeyde işbirliklerini güçlendirmeleri gerektiğini göstermektedir. İklim değişikliği, jeopolitik riskler, enerji maliyetleri ve ulaşım sorunları gibi faktörlerin etkin yönetimi, küresel gıda sistemlerinin sürdürülebilirliğinin

artırılması açısından kritik önem taşımaktadır. Bu durumda, entegre ve bölgeye özgü stratejilerin geliştirilmesi, gıda güvenliğini tehdit eden risklerin en aza indirilmesi ve toplumların temiz gıdaya erişiminin sürdürülmesi için önemli bir adım olacaktır.

Sonuç

Bu çalışma, ekonomik, iklimsel ve jeopolitik değişkenlerin küresel gıda fiyatları üzerindeki etkilerini detaylı bir şekilde inceleyerek gıda güvenliğini tehdit eden faktörleri analiz etmeyi amaçlamaktadır. Bulgular, BDI, iklim değişikliği, enerji maliyetleri, jeopolitik riskler ve terör tehditleri gibi faktörlerin gıda fiyatlarını önemli ölçüde etkilediğini ve bu faktörlerin tarihsel süreçlerle örtüşen dinamiklere sahip olduğunu ortaya koymaktadır. Deniz taşımacılığı maliyetlerindeki artışlar, iklim değişikliğinin tarımsal üretim üzerindeki yıkıcı etkileri, enerji fiyatlarının tarımsal üretim maliyetlerine yansması ve jeopolitik gerilimler nedeniyle ticaret yollarının sekteye uğraması gıda fiyatlarının kırılganlığını artıran başlıca unsurlar olarak öne çıkıyor.

Çalışma, 1990-2024 döneminde BDI ve navlun maliyetlerinin gıda fiyatları üzerindeki etkisini açıkça göstermiştir. Panama ve Süveyş Kanalı gibi stratejik ticaret yollarında yaşanan aksaklıklar nakliye maliyetlerinin artmasına neden olmuş ve bu maliyetler gıda fiyatlarına yansmıştır. Benzer şekilde, 1997-2003 ve 2010-2012 yıllarında El Niño, kuraklık ve sıcak hava dalgaları gibi iklim olayları tarımsal üretimde ciddi kayıplara neden olmuş ve dünya genelinde gıda fiyatlarını artırmıştır. Ayrıca WTI petrol fiyatlarındaki artışlar tarımsal üretim maliyetlerini artırmış ve bu durum özellikle gelişmekte olan ülkelerde gıda enflasyonunu tetiklemiştir. Jeopolitik riskler, askeri harcamalar ve nükleer tehditler gıda sistemlerinde ekonomik ve ticari belirsizlikler yaratmış ve gıda fiyatlarının istikrarını bozmuştur.

Çalışmanın sonuçları, gıda güvenliğinin sağlanması için çok boyutlu stratejik yaklaşımların benimsenmesi gerektiğini vurguluyor. İklim değişikliğine uyum sağlayacak tarım politikalarının geliştirilmesi, enerji maliyetlerini düşürecek yenilenebilir enerji yatırımlarının artırılması ve jeopolitik risklerin minimize edilmesi için uluslararası işbirliklerinin güçlendirilmesi büyük önem taşıyor. Ticaret yollarının güvenliği, alternatif ulaşım yollarının geliştirilmesi ve kriz yönetimi stratejilerinin uygulanması, küresel gıda fiyatlarındaki dalgalanmaları kontrol altına almak için etkili çözümler arasında yer alıyor.

Gelecekteki araştırmalar, gıda fiyatlarını etkileyen bu faktörlerin etkileşimlerini daha fazla analiz edebilir ve bu değişkenler arasındaki dinamik

ilişkileri ve bunların gıda güvenliği üzerindeki etkilerini daha net bir şekilde ortaya koyabilir. İklim değişikliği ve jeopolitik risklerin tarımsal üretim ve ticaret üzerindeki kesişim noktalarının incelenmesi, bu alanlarda politika yapıcılara stratejik rehberlik sağlayabilir. Ayrıca, gelişmekte olan ülkelerde gıda güvenliğinin iyileştirilmesi için mikro düzeyde veri analizleri yapılması ve bu analizlerin bölgeye özgü politika önerileri geliştirmek için kullanılması tavsiye edilmektedir.

Enerji fiyatlarının tarımsal üretim üzerindeki uzun vadeli etkilerini inceleyen çalışmalara da ihtiyaç vardır. Yenilenebilir enerji teknolojilerinin tarım sektöründe uygulanabilirliği ve bu teknolojilerin gıda üretim maliyetlerini nasıl düşürdüğü daha detaylı araştırılmalıdır. Ayrıca kriz dönemlerinde gıda arz güvenliğinin korunması için uluslararası gıda rezervlerinin yönetimi ve acil durumlarda bu rezervlerin etkin kullanımına yönelik çalışmalar gıda sistemlerinin dayanıklılığının artırılmasına önemli katkılar sağlayabilir.

Sonuç olarak bu çalışma, küresel gıda fiyatlarının çok çeşitli ekonomik, iklimsel ve jeopolitik faktörlerden etkilendiğini ve bu faktörlerin etkin bir şekilde yönetilmesi gerektiğini ortaya koymaktadır. Gıda güvenliği ve fiyat istikrarı için entegre ve proaktif stratejiler geliştirilmesi, toplumların temiz gıdaya sürdürülebilir erişimini sağlayacak ve küresel refahı artıracaktır. Bu bağlamda politika yapıcıların gıda sistemlerini güçlendirmeye yönelik kapsamlı yaklaşımlar benimsemeleri hem ekonomik hem de sosyal sürdürülebilirliğe önemli katkılar sağlayacaktır.

Kaynakça

- Aguiar-Conraria, L., Azevedo, N., & Soares, M. J. (2008). Using wavelets to decompose the time-frequency effects of monetary policy. *Physica A: Statistical Mechanics and Its Applications*, 387(12), 2863–2878. <https://doi.org/10.1016/j.physa.2008.01.063>
- Alnour, M., Altıntaş, H., & Rahman, M. N. (2023). Unveiling the asymmetric response of global food prices to the energy prices shocks and economic policy uncertainty. *World Development Sustainability*, 3(June). <https://doi.org/10.1016/j.wds.2023.100083>
- Arizpe, N., Giampietro, M., & Ramos-Martin, J. (2011). Food security and fossil energy dependence: An international comparison of the use of fossil energy in agriculture (1991-2003). *Critical Reviews in Plant Sciences*, 30(1–2), 45–63. <https://doi.org/10.1080/07352689.2011.554352>
- Asadollah, O., Carmy, L. S., Hoque, M. R., & Yilmazkuday, H. (2024). Geopolitical risk, supply chains, and global inflation. *World Economy*, 47(November 2023), 3450–3486. <https://doi.org/10.1111/twec.13585>
- Bala, U., & Chin, L. (2018). Asymmetric impacts of oil price on inflation: An empirical study of African OPEC member countries. *Energies*, 11(11). <https://doi.org/10.3390/en11113017>
- Caldara, D., & Iacoviell, M. (2022). Measuring Geopolitical Risk. In *American Economic Review* (Vol. 112, Issue 4). <https://doi.org/10.1257/aer.20191823>
- Carrière-Swallow, Y., Deb, P., Furceri, D., Jiménez, D., & Ostry, J. D. (2022). *Shipping Costs and Inflation* (WP/22/61).
- Charles, D. (2023). The Lead-Lag Relationship Between International Food Prices, Freight Rates, and Trinidad and Tobago's Food Inflation: A Support Vector Regression Analysis. *Green and Low-Carbon Economy*, 1(February), 94–103. <https://doi.org/10.47852/bonviewglce3202797>
- Chen, S. T., Kuo, H. I., & Chen, C. C. (2010). Modeling the relationship between the oil price and global food prices. *Applied Energy*, 87(8), 2517–2525. <https://doi.org/10.1016/j.apenergy.2010.02.020>
- Chowdhury, M. A. F., Meo, M. S., Uddin, A., & Haque, M. M. (2021). Asymmetric effect of energy price on commodity price: New evidence from NARDL and time frequency wavelet approaches. *Energy*, 231, 120934. <https://doi.org/10.1016/j.energy.2021.120934>
- Erdoğan, S., Kartal, M. T., & Pata, U. K. (2024). Does Climate Change Cause an Upsurge in Food Prices? *Foods*, 13(1), 1–20. <https://doi.org/10.3390/foods13010154>
- Gornall, J., Betts, R., Burke, E., Clark, R., Camp, J., Willett, K., & Wiltshire, A. (2010). Implications of climate change for agricultural productivity in the early twenty-first century. *Philosophical Transactions of the Royal Society*

- B: *Biological Sciences*, 365(1554), 2973–2989. <https://doi.org/10.1098/rstb.2010.0158>
- Götz, L., Djuric, I., & Nivievskyi, O. (2016). Regional Price Effects of Extreme Weather Events and Wheat Export Controls in Russia and Ukraine. *Journal of Agricultural Economics*, 67(3), 741–763. <https://doi.org/10.1111/1477-9552.12167>
- Grinsted, A., Moore, J. C., & Jevrejeva, S. (2004). Application Of The Cross Wavelet Transform and Wavelet Coherence to Geophysical Time Series, *Processes Geophys*, 11, 561–566.
- Gupta, R., Gozgor, G., Kaya, H., & Demir, E. (2019). Effects of geopolitical risks on trade flows: evidence from the gravity model. *Eurasian Economic Review*, 9(4), 515–530. <https://doi.org/10.1007/s40822-018-0118-0>
- Hamilton, J. D. (1983). Oil and the macroeconomy since world war II. *Journal of Political Economy*, 91(2), 228–248. <https://doi.org/10.1086/261140>
- Hunt, E., Femia, F., Werrell, C., Christian, J. I., Otkin, J. A., Basara, J., Anderson, M., White, T., Hain, C., Randall, R., & McGaughey, K. (2021). Agricultural and food security impacts from the 2010 Russia flash drought. *Weather and Climate Extremes*, 34(August), 100383. <https://doi.org/10.1016/j.wace.2021.100383>
- Isaacson, M., & Rubinton, H. (2023). Shipping Prices and Import Price Inflation. *Federal Reserve Bank of St. Louis Review*, 105(2), 89–107. <https://doi.org/10.20955/r.105.89-107>
- Jagermeyr, J., Robock, A., Elliott, J., Muller, C., Xia, L., Khabarov, N., Folberth, C., Schmid, E., Liu, W., Zabel, F., Rabin, S. S., Puma, M. J., Heslin, A., Franke, J., Foster, I., Asseng, S., Bardeen, C. G., Toon, O. B., & Rosenzweig, C. (2020). A regional nuclear conflict would compromise global food security. *Proceedings of the National Academy of Sciences of the United States of America*, 117(13), 7071–7081. <https://doi.org/10.1073/pnas.1919049117>
- Jagtap, S., Trollman, H., Trollman, F., Garcia-Garcia, G., Parra-López, C., Duong, L., Martindale, W., Munkata, P. E. S., Lorenzo, J. M., Hdai-feh, A., Hassoun, A., Salonitis, K., & Afy-Sharah, M. (2022). The Russia-Ukraine Conflict: Its Implications for the Global Food Supply Chains. *Foods*, 11(14), 2098. <https://doi.org/10.3390/foods11142098>
- Jiang, Y., Lao, J., Mo, B., & Nie, H. (2018). Dynamic linkages among global oil market, agricultural raw material markets and metal markets: An application of wavelet and copula approaches. *Physica A: Statistical Mechanics and Its Applications*, 508, 265–279. <https://doi.org/10.1016/j.physa.2018.05.092>
- Khan, K., Khurshid, A., & Cifuentes-Faura, J. (2023). Investigating the relationship between geopolitical risks and economic security: Empirical

- evidence from central and Eastern European countries. *Resources Policy*, 85(PA), 103872. <https://doi.org/10.1016/j.resourpol.2023.103872>
- Koirala, K. H., Mishra, A. K., D'Antoni, J. M., & Mehlhorn, J. E. (2015). Energy prices and agricultural commodity prices: Testing correlation using copulas method. *Energy*, 81, 430–436. <https://doi.org/10.1016/j.energy.2014.12.055>
- Kushagra, S., Ankit, Mittal, K., Ravi, K., & Jarial, S. (2024). The Russia-Ukraine Conflict: Implications for Global Food Security, Trade, And Economic Stability. *Food And Agri Economics Review*, 4(2), 39–45. <https://doi.org/10.26480/faer.02.2024.39.45>
- Lal, R., Delgado, J. A., Gulliford, J., Nielsen, D., Rice, C. W., & Scott Van Pelt, R. (2012). Adapting agriculture to drought and extreme events. *Journal of Soil and Water Conservation*, 67(6), 162–166. <https://doi.org/10.2489/jswc.67.6.162A>
- Li, F., Yang, C., Li, Z., & Failler, P. (2021). Does geopolitics have an impact on energy trade? Empirical research on emerging countries. *Sustainability (Switzerland)*, 13(9), 1–24. <https://doi.org/10.3390/su1309199>
- Lucotte, Y. (2016). Co-movements between crude oil and food prices: A post-commodity boom perspective. *Economics Letters*, 147, 142–147. <https://doi.org/10.1016/j.econlet.2016.08.032>
- Mafie, G. K. (2022). The Impact of Climate Change on Agricultural Productivity in Tanzania. *International Economic Journal*, 36(1), 129–145. <https://doi.org/10.1080/10168737.2021.2010229>
- Mallya, G., Zhao, L., Song, X. C., Niyogi, D., & Govindaraju, R. S. (2013). 2012 Midwest Drought in the United States. *Journal of Hydrologic Engineering*, 18(7), 737–745. [https://doi.org/10.1061/\(asce\)he.1943-5584.0000786](https://doi.org/10.1061/(asce)he.1943-5584.0000786)
- Mensi, W., Hammoudeh, S., Nguyen, D. K., & Yoon, S. M. (2014). Dynamic spillovers among major energy and cereal commodity prices. *Energy Economics*, 43(January 2002), 225–243. <https://doi.org/10.1016/j.eneco.2014.03.004>
- Mosnier, A., Obersteiner, M., Havlík, P., Schmid, E., Khabarov, N., Westphal, M., Valin, H., Frank, S., & Albrecht, F. (2014). Global food markets, trade and the cost of climate change adaptation. *Food Security*, 6(1), 29–44. <https://doi.org/10.1007/s12571-013-0319-z>
- Nazlioglu, S., & Soytas, U. (2011). World oil prices and agricultural commodity prices: Evidence from an emerging market. *Energy Economics*, 33(3), 488–496. <https://doi.org/10.1016/j.eneco.2010.11.012>
- Pal, D., & Mitra, S. K. (2017). Time-frequency contained co-movement of crude oil and world food prices: A wavelet-based analysis. *Energy Economics*, 62, 230–239. <https://doi.org/10.1016/j.eneco.2016.12.020>

- Reboredo, J. C. (2012). Do food and oil prices co-move? *Energy Policy*, 49, 456–467. <https://doi.org/10.1016/j.enpol.2012.06.035>
- Saâdaoui, F., Ben Jabeur, S., & Goodell, J. W. (2022). Causality of geopolitical risk on food prices: Considering the Russo–Ukrainian conflict. *Finance Research Letters*, 49(May), 103103. <https://doi.org/10.1016/j.frl.2022.103103>
- Sohag, K., Islam, M. M., Tomas Žiković, I., & Mansour, H. (2023). Food inflation and geopolitical risks: analyzing European regions amid the Russia-Ukraine war. *British Food Journal*, 125(7), 2368–2391. <https://doi.org/10.1108/BFJ-09-2022-0793>
- Sommerville, M., Essex, J., & Le Billon, P. (2014). The “Global Food Crisis” and the Geopolitics of Food Security. *Geopolitics*, 19(2), 239–265. <https://doi.org/10.1080/14650045.2013.811641>
- Sun, T. T., & Su, C. W. (2024). How is geopolitical risk associated with food prices? *International Journal of Emerging Markets*. <https://doi.org/10.1108/IJOEM-01-2023-0004>
- Tiwari, A. K., Boachie, M. K., Suleman, M. T., & Gupta, R. (2021). Structure dependence between oil and agricultural commodities returns: The role of geopolitical risks. *Energy*, 219. <https://doi.org/10.1016/j.energy.2020.119584>
- Torrence, C., & Compo, G. P. (1998). A Practical Guide to Wavelet Analysis. *Bulletin of the American Meteorological Society*, 79(1), 61–78. [https://doi.org/10.1175/1520-0477\(1998\)079<0061:APGTWA>2.0.CO;2](https://doi.org/10.1175/1520-0477(1998)079<0061:APGTWA>2.0.CO;2)
- Torrence, C., & Webster, P. J. (1999). Interdecadal changes in the ENSO-monsoon system. *Journal of Climate*, 12(8 PART 2), 2679–2690. [https://doi.org/10.1175/1520-0442\(1999\)012<2679:icitem>2.0.co;2](https://doi.org/10.1175/1520-0442(1999)012<2679:icitem>2.0.co;2)
- Wang, S. L., & McPhail, L. (2014). Impacts of energy shocks on US agricultural productivity growth and commodity prices-A structural VAR analysis. *Energy Economics*, 46, 435–444. <https://doi.org/10.1016/j.eneco.2014.05.006>
- Woods, J., Williams, A., Hughes, J. K., Black, M., & Murphy, R. (2010). Energy and the food system. *Philosophical Transactions of the Royal Society B: Biological Sciences*, 365(1554), 2991–3006. <https://doi.org/10.1098/rstb.2010.0172>

İş Koşulları Endeksi ve Uluslararası Finansal Piyasalar Arasındaki İlişkinin İncelenmesi: Gelişmiş Ülkeler Üzerine Doğrusal Olmayan Bir Analiz 8

Anıl Lögün¹

Özet

Bu çalışma, Auroba-Diebold-Scotti (ADS) iş koşulları endeksi ile gelişmiş ülkelerin uluslararası finansal piyasaları arasındaki ilişkiyi doğrusal ve doğrusal olmayan analiz yöntemleri kullanarak incelemektedir. ADS endeksi, makroekonomik koşulları ölçmek için kullanılan önemli bir göstergedir ve ekonomik dalgalanmalar ile finansal piyasa hareketleri arasındaki etkileşimi anlamada önemli bir faktör olabilir. Bu çalışmada, Avustralya, Hong Kong, Japonya ve Singapur gibi gelişmiş ülkelerin hisse senedi piyasaları, belirsizlik endeksleri ve ADS endeksi arasındaki ilişki 2010:01 – 2024:10 dönemi için analiz edilmiştir. Çalışmada, Genişletilmiş Dickey-Fuller (ADF) ve Phillips-Perron (PP) birim kök testleri kullanılarak serilerin durağanlığı incelenmiş, ardından Kapetanios, Shin ve Snell (KSS) ile Hu ve Chen (2016) doğrusal olmayan birim kök testleri uygulanmıştır. Ayrıca, doğrusal ve doğrusal olmayan Granger nedensellik analizleriyle seriler arasındaki nedensel ilişkiler araştırılmıştır. Bulgular, ADS endeksi ile Avustralya ve Singapur hisse senedi piyasaları arasında anlamlı nedensellik ilişkileri olduğunu göstermektedir. Özellikle Avustralya borsası ile ADS endeksi arasında çift yönlü doğrusal olmayan nedensellik tespit edilmiştir. Hong Kong ve Japonya piyasalarında ise ADS endeksi ile anlamlı bir nedensellik bulunmamıştır. Bu çalışma, ADS endeksinin uluslararası finansal piyasalar üzerindeki etkisini ortaya koyarak, yatırımcılar ve politika yapıcılar için önemli çıkarımlar sunmaktadır. Özellikle belirsizlik dönemlerinde ADS endeksi, risk yönetimi ve portföy çeşitlendirme stratejilerinde kullanılabilecek önemli bir gösterge olarak öne çıkmaktadır.

1 Dr. Öğr. Üyesi, Atatürk Üniversitesi, anil.logun@atauni.edu.tr,
ORCID ID: 0000-0003-2543-3964

GİRİŞ

Makroekonomik göstergelerin dinamiklerinin anlaşılması finansal piyasaların öngörülebilirliği açısından önem taşımaktadır. Auroba-Diebold-Scotti (ADS) iş koşulları endeksi, içerisinde farklı frekanstaki ekonomik göstergeleri barındıran bir endeks olarak ortaya konmuştur (Arouba, Diebold ve Scotti, 2009). ADS iş koşulları endeksi ABD Philadelphia Federal Reserve Bankası tarafından oluşturulmuştur. Endeksin oluşturulmasında işsizlik başvuruları, aylık bordro istihdamı, aylık sanayi üretimi, aylık reel gelir, aylık reel üretim, çeyreklik reel gayri safi yurtiçi hasıla gibi farklı ekonomik göstergelerinin verilerden yararlanılmaktadır (Doelp ve Stark, 2021). Endeksin sıfırın üzerinde bir değere sahip olması ekonomik büyüme ile ilişkili olurken veya daha iyi bir ekonomik durumu gösterirken, endeksin sıfırın altında olması ise daha kötü bir ekonomik durumu veya ekonomik daralmayı göstermektedir. ADS endeksi, sadece ABD ekonomisi için değil, aynı zamanda gelişmiş ve gelişmekte olan ülkelerin ekonomik göstergeleriyle de güçlü ilişkiler sergileyebilir (Camacho ve Martinez-Martin, 2014).

ADS endeksi ekonomik faaliyetler hakkında bilgi vermektedir. ADS endeksi, gerçek ekonomik göstergelere ilişkin düşük ve yüksek frekanslı bilgileri kapsamaktadır (Diebold, 2020). Temelde ABD ekonomisi hakkında bilgi vermiş olsa da, gelişmiş ve gelişmekte olan ülkelerin ekonomik göstergeleriyle ilişkileri söz konusu olabilir. Kurov ve Stan (2018) değişen iş koşullarını zaman içinde kontrol etmek için ADS endeksini kullanmıştır.

ADS endeksi iktisadi dalgalanmalar hakkındaki bilgileri yansıttığı için hisse senedi piyasalarında getiri öngörülebilirliğini etkileyebilir (Tharann, 2019). ADS endeksinin finansal piyasalar üzerindeki etkisi, ekonomik büyüme ve daralmaya bağlı olarak önemli dalgalanmalar yaratabilir. ADS endeksindeki artış, ekonominin genel olarak iyi olduğunu ve şirketlerdeki büyüme potansiyellerinin arttığını göstermektedir. Bu durum hisse senedi piyasalarına olumlu olarak yansiyabilecektir (Huang, Song ve Taylor, 2022). Böyle bir durumda, olumlu etkiyle birlikte hisse senedi fiyatları da yükselme eğilimi gösterebilecektir. ADS endeksinde düşüş olması durumu ekonomik daralma anlamına geleceğinden, bu durumda hisse senedi fiyatlarında düşmeye sebep olabilir (Demirer vd., 2019). Chuliá, Garrón ve Uribe (2022), ADS endeksinin ABD işsizlik oranlarını finansal göstergelere kıyasla daha iyi tahmin ettiğini belirterek endeksin makroekonomik analizlerdeki önemini vurgulamışlardır.

Belirsizlik endeksleri, ekonomik dalgalanma ve piyasa oynaklığı gibi faktörlerle yakından ilişkilidir. Nyamela, Plakandaras ve Gupta (2020), belirsizlik şoklarının ADS endeksi aracılığıyla ekonomik aktiviteyi negatif

etkilediğini ortaya koymuştur. Yüksek belirsizlik dönemlerinde, ADS endeksinin düşüşü hisse senedi piyasalarında oynaklığı artırırken, düşük belirsizlik dönemlerinde endeksin yükselmesi ekonomik güveni artırmakta ve piyasa istikrarına katkıda bulunmaktadır (Scotti, 2016). Kucher ve Kurov (2014), ADS endeksinin enerji piyasası getirileri üzerindeki etkisini incelemiş ve makroekonomik koşullara dayalı yatırım kararlarının önemini vurgulamıştır.

Gelişmiş ülke hisse senedi piyasaları, belirsizlik endeksleri tarafından güçlü bir şekilde etkilenmektedir. Örneğin, ekonomik veya politik belirsizliklerin artması, hisse senedi getirilerinin düşmesine ve oynaklığın artmasına neden olabilir. Diebold (2020) ADS endeksinin küresel kriz ve pandemi dönemi de dahil olmak üzere ekonomiyi izlemek için sinyaller sağlayan bir gösterge olduğunu öne sürmüştür. Bu noktada, pandemiye giriş sırasında ADS endeksi, Mayıs 2020'deki bir iş döngüsü dibiyle birlikte bir durgunluğu işaret etmiştir. Ayrıca, ADS endeksi sürpriz ve belirsizlik endeksleri oluşturmak için de önemli bir faktör olabileceği de öne sürülmüştür (Scotti, 2016). ADS endeksi daha geniş veri kümesini içermesi sebebiyle bazı endekslere göre daha avantaj sağlamaktadır. Ayrıca yüksek frekansta bir veriye sahip olması ve yarar sağlayan tamamlayıcı bilgiler sağlaması nedeniyle de tercih edilen bir endekstir (Loudon, 2017).

Makroekonomik faktörleri ayrı olarak ele alınarak kullanılsa da, ADS endeksi makroekonomik faktörleri içerisinde barındırdığından ve farklı frekanstaki verileri kapsadığından dolayı kullanmak uygun olacaktır (Huang, Song ve Taylor, 2022). Bu çalışmada reel ekonomiyi ölçen ADS iş koşulları endeksi kullanılmıştır. Çalışma kapsamında iş koşullarındaki değişimleri yansıtan ADS endeksi ile belirsizlik endeksleri ve hisse senedi piyasaları arasındaki ilişki araştırılmıştır. Çalışma kapsamında araştırma sorusu şu şekilde verilmiştir: ADS endeksi gelişmiş ülke hisse senedi ve belirsizlik endekslerini öngörmede ne kadar etkilidir? Çalışma kapsamında kullanılacak analizlerle ADS endeksi ve Avustralya, Hong Kong, Japonya ve Singapur finansal piyasaları ve belirsizlik endeksleri üzerindeki etkilerinin ve bu endeksin yatırımcı kararlarına nasıl rehberlik edebileceğini anlamak açısından önemli katkılar sağlanacaktır. Bu bağlamda, Avustralya, Hong Kong, Japonya ve Singapur gibi gelişmiş ülke hisse senedi piyasaları ile ADS iş koşulları endeksi ve belirsizlik endeksleri arasındaki ilişkilerin incelenmesi, uluslararası finansal bağlantıları ve makroekonomik etkileri anlamak için önemli bir fırsat sunmaktadır.

1. LİTERATÜR

Gelişmiş ülkelerin finansal piyasaları, makroekonomik göstergeler ve belirsizlik endeksleri gibi faktörlerden önemli ölçüde etkilenmektedir. Kaya ve Lumpkin (2014), ADS endeksi ve S&P 500 arasındaki ilişkiyi incelemiş ve büyük yatırımcıların ekonomik koşullardaki değişimlere karşı duyarlılığını ortaya koymuştur. Izadi ve Hassan (2018) Kuzey Amerika, Avrupa ve Pasifik Kıyısı bölgelerindeki 22 gelişmiş ülke için çeşitli faktörlerin devlet tahvili yayılımı üzerindeki etkisini incelemiştir. Analiz sonucunda elde edilen 0.167 ADS katsayısı, ABD makroekonomik koşullarındaki %1'lik iyileşme ile ABD hazine tahvilleri yayılımının %0.167 düşüğünü göstermiştir. Nyamela, Plakandaras ve Gupta (2020) belirsizlik şoklarının ABD için temel makroekonomik değişkenler için etkisini araştırmışlardır. Bu kapsamda Vektör Otoregresif Model (VAR) kullanılmış ve ADS endeksi ise ekonomik aktivite ölçütü olarak ele alınmıştır. Düşük frekanslı belirsizlikteki iktisadi faaliyetin şoklara göre anlamlı bir şekilde negatif etkilendiği; yüksek belirsizlik durumunda ise anlamlı parasal gelişmenin olduğu görülmüştür. Chuliá, Garrón ve Uribe (2022) ADS iş koşulları endeksinin, ABD işsizlik oranlarını finansal göstergelerden daha iyi tahmin ettiğini ortaya koymuştur. ADS endeksinin, faiz ve kredi marjı ve VXO gibi yaygın olarak diğer finansal göstergelerden daha iyi bir işsizlik tahmincisi olduğu görülmüştür.

ADS endeksinin makroekonomik göstergelerin hem finansal piyasalar üzerindeki etkilerinin hem de makroekonomik değişimlerin öngörülmesinde kullanılması bakımından birçok çalışmada ele alınmıştır. Dorion (2011) ADS endeksindeki değişiklikleri de dikkate alarak MIDAS modelini kullanmıştır. Analiz sonucunda zaman içindeki değişimin ekonomik açıdan %13'ünün makroekonomik riskin etkisiyle açıklanabileceği görülmüştür. ADS endeksinin katkısının durgunluk dönemlerinden önemli olduğu sonucuna ulaşılmıştır. ADS endeksi, ABD'nin gayri safi yurtiçi hasıla büyümesini gerçek zamanlı olarak tahmin için kullanılan tek endeksli dinamik faktör modelidir. Camacho, ve Martinez-Martin (2014) dinamik faktör modelinin, özellikle gayri safi yurtiçi hasılayı tahmin etmede, basit tek değişkenli modellerden daha iyi performans gösterdiğini ortaya koymuştur.

Makroekonomik göstergelerin hisse senedi piyasalarına etkisi bağlamında çalışmalar yapılmıştır. Kaya ve Lumpkin (2014) iş ve borsa koşullarının ABD firmalarında blok sahiplerinin mülkiyeti üzerindeki etkisini araştırmışlardır. Bu kapsamda ADS endeksi ve S&P 500 endeksi kullanılmıştır. Çalışma sonucunda blok sahiplerinin yatırımlarının borsa koşullarını daha fazla takip ettiği görülmüştür. Kucher ve Kurov (2014) ekonomi durumunun beş enerji emtiası için faize göre düzeltilmiş baz ve beklenen getiriler üzerindeki

etkisini incelemişlerdir. ADS endeksi katsayısının günlük verilerin kullanıldığı regresyon denkleminde istatistiksel olarak anlamlı olduğu görülmüştür. Ham petrol için ADS endeksinin 3.3 – 6.3’e değişen katsayı tahminleriyle getirileri pozitif olarak tahmin ettiği görülmüştür. Çalışma sonucunda ADS endeksinin enerji piyasalarındaki fiyat tahminlerini etkilediği ve makroekonomik göstergelerin enerji piyasası getirilerinde anlamlı bir etkisinin bulunduğu vurgulanmıştır. Benzer şekilde, Behmiri, Manera ve Nicolini (2019), ADS endeksinin ekonomik durgunluk dönemlerinde enerji ve metal piyasalarındaki negatif etkisini doğrulamıştır.

Son dönemde, kripto piyasalar ile ADS endeksi arasındaki ilişki de araştırma konusu olmuştur. Jiang vd. (2020) ADS iş koşulları ve belirsizlik şoklarının Bitcoin getirileri üzerindeki etkisini araştırmışlardır. Çalışmada, ABD iş koşullarının kısa ve uzun vadede Bitcoin getirileri üzerinde önemli bir tahmin gücüne sahip olduğu sonucuna ulaşılmıştır. ADS endeksi ve belirsizlik şoklarından Bitcoin getirilerine doğru tek yönlü nedensellik olduğu görülmüştür. Ayrıca, Bitcoin’in iş koşulları değişikliklerinden ve belirsizlikten doğan risklere karşı bir riskten korunma aracı olarak alternatif olabileceği öne sürülmüştür.

Demirer vd. (2019) getiri dağılımının borsa getirisi ve oynaklığı üzerindeki nedensellik durumunu incelemiştir. Bu kapsamda ADS endeksi de kullanılmıştır. Çalışmada, ADS endeksi tarafından ölçülen iş koşullarını kontrol ettikten sonra getiri dağılımından kaynaklanan nedenselliğin anlamlı olmadığı görülmüştür. Chui (2021) ADS endeksi ile büyük firmaların portföy getirileri arasındaki ilişkinin pozitif olduğunu göstermiştir. Belirsiz endeksi ile ADS endeksi arasındaki ilişkinin ise negatif olduğu sonucuna ulaşılmıştır. Ayrıca, ADS endeksinin bir dönem önceki değerinin dahil edildiği modellerden elde edilen katsayı tahminleri sonucunda, küçük ve büyük portföyler için katsayıların negatif olduğu ortaya konulmuştur. Bu durum, iş koşullarının firmalar için getiriler üzerinde önemli bir pozitif etkinin olduğuna işaret etmektedir.

ADS endeksinin emtia piyasalarında da araştırıldığı görülmüştür. Behmiri, Manera ve Nicolini (2019) 1998 – 2014 dönemi için makroekonomik ve finansal faktörlerin enerji ve metalleri nasıl etkilediğini incelemek için havuzlanmış ortalama grup tahmincisi kullanarak ARDL modeli tahmin etmiştir. Bu model tahmini sonucunda ADS endeksi katsayısı negatif olarak elde edilmiş ve dinamik koşullu korelasyon ilişkilerinin ekonomik koşulların kötü olduğu dönemlerde negatif katsayının daha büyük olduğu görülmüştür. Akyıldırım vd. (2022) ADS endeksindeki bir artışın tarımsal emtia piyasalarındaki getirileri ve duyarlılık bağlantısını azalttığı sonucuna

ulaşmıştır. Bu kapsamda, iş koşulları iyileştikçe, tarımsal emtia piyasalarındaki şokların daha az bulaşıcı olduğu görülmüştür.

Literatürdeki mevcut çalışmalar çoğunlukla ADS endeksini ABD ekonomisi bağlamında ele almaktadır. Çalışmamız, ADS endeksinin dört farklı gelişmiş ülke (Avustralya, Hong Kong, Japonya ve Singapur) finansal piyasaları üzerindeki etkisini nedensellik perspektifiyle analiz eden ender araştırmalardandır.

2. VERİ

Çalışmada hisse senedi piyasaları, belirsizlik endeksi ve ADS iş koşulları endeksi arasındaki ilişki araştırılmıştır. Bu kapsamda Avustralya, Hong Kong, Japonya ve Singapur gelişmiş ülke hisse senedi piyasaları ve bu ülkelere ait belirsizlik endeksleri kullanılmıştır. Bu ülkeler Morgan Stanley Capital International (MSCI) Asya Pasifik Endeksi kapsamındaki gelişmiş ülkeler olması nedeniyle seçilmiştir. Diğer bir gelişmiş ülke olan Yeni Zelanda ise belirsizlik endeksindeki veri eksikliğinden dolayı analize dahil edilmemiştir. Analiz kapsamında kullanılan 2010:01 – 2024:10 aylık veriler, “investing.com” ve “policyuncertainty.com” sitelerinden elde edilmiştir. ADS iş koşulları endeksi verisi ise Philadelphia Federal Rezerv Bankası’nın sitesinden temin edilmiştir.

Ülkelerin borsa endeksleri, kapanış fiyatları getiri serisi olarak hesaplanmıştır. Buna göre getiri serileri $r_t = 100 \times (\ln P_t - \ln P_{t-1})$ formülasyonundan elde edilmiştir. P_t , o döneme ait kapanış fiyatını P_{t-1} , bir dönem önceki kapanış fiyatını göstermektedir. Belirsizlik endeksleri ise logaritmik dönüşümü yapılarak analize dahil edilmiştir.

Tablo 1’de ADS, borsa ve belirsizlik endekslerine ait tanımlayıcı istatistiklere yer verilmiştir. Borsa endekslerine bakıldığında en yüksek ortalamaya Japonya ve en yüksek standart sapmaya Hong Kong sahiptir. Belirsizlik endekslerinde ise ortalaması en yüksek Singapur’a ait endekstir. Borsa endeksleri ve belirsizlik endeksleri içerisinde değişkenliğin en fazla olduğu ülke Hong Kong olarak belirlenmiştir.

Tablo 1. Tanımlayıcı İstatistikler

Seriler	Ort.	Std. Sapma	Min.	Mak.	Çarpıklık	Basıklık
ADS	-0.151	2.338	-25.469	9.059	-7.183	82.952
Borsa Avustralya	0.328	3.971	-23.803	9.492	-1.472	9.696
Borsa Hong Kong	0.005	5.777	-15.927	23.605	0.017	4.432
Borsa Japonya	0.762	4.935	-12.392	14.014	-0.405	3.099
Borsa Singapur	0.147	3.991	-19.354	14.639	-0.653	6.245
Belirsizlik Avustralya	4.747	0.424	3.613	5.820	0.249	2.801
Belirsizlik Hong Kong	5.031	0.439	3.591	6.053	-0.384	3.070
Belirsizlik Japonya	4.704	0.236	4.158	5.444	0.552	3.481
Belirsizlik Singapur	5.201	0.399	4.439	6.060	-0.065	1.933

Not: Ort.: Ortalama, Std Sapma: Standart Sapma, Min.: Minimum, Mak.: Maksimum

2.1. Kapetanios, Shin ve Snell (2003) Doğrusal Olmayan Birim Kök Testi

Kapetanios, Shin ve Snell (KSS) testi, doğrusal olmayan dinamiklere sahip zaman serilerinde durağanlık ve birim kök yapısını değerlendirmek için geliştirilmiştir. Geleneksel birim kök testleri doğrusal varsayımı altında yapılır ve bu durum finansal zaman serilerinde doğrusal olmayan yapılar nedeniyle sınırlayıcı olabilir. KSS testi, doğrusal olmayan süreçleri modellemek ve test etmek için bir birim kök testi sunmaktadır (Kapetanios, Shin ve Snell, 2003).

Bu test, Üstel Yumuşak Geçişli Ototregresif Model (ESTAR = Exponential Smooth Transition Autoregressive) üzerine kurulmuştur.

$$\Delta y_t = \beta y_{t-1} + \gamma y_{t-1} \left[1 - \exp(-\theta y_{t-d}^2) \right] + \varepsilon_t \quad (1)$$

Denklem (1), aşağıdaki gibi de düzenlenmektedir:

$$\Delta y_t = \phi y_{t-1} + \gamma y_{t-1} \left[1 - \exp(-\theta y_{t-d}^2) \right] + \varepsilon_t \quad (2)$$

Denklem (2)'de $\phi = \beta - 1$ olarak ifade edilmektedir. $\phi \geq 0$ ile $\gamma < 0$ ve $\phi + \gamma < 0$ olması durumu durağanlık olduğunu göstermektedir. Bu testte sıfır hipotezi serinin birim köke sahip olduğunu; alternatif hipotez ise serinin birim köke sahip olmadığını, durağan olduğunu ifade etmektedir.

2.2. Hu ve Chen (2016) Doğrusal Olmayan Birim Kök Testi

Hu ve Chen (2016) doğrusal olmayan yapıların olduğu zaman serileri için yeni doğrusal olmayan bir birim kök testi önermiştir. Bu test, özellikle farklı dinamik rejimlerin bir arada bulunduğu durumlarda, zaman serilerinin durağanlık özelliklerini değerlendirmek için tasarlanmıştır. Bu test, aşağıdaki ESTAR (1) modeli altında ele alınır:

$$\Delta y_t = \alpha y_{t-1} + \gamma y_{t-1} \left[1 - \exp(-\theta (y_{t-1} - c)^2) \right] + \varepsilon_t, \quad \theta \geq 0 \quad (3)$$

Denklem (3)'teki α , γ , θ and c parametreleri ifade etmektedir. Hu ve Chen (2016) testi için yardımcı regresyon denklemi aşağıdaki şekilde ifade edilir:

$$\Delta y_t = \beta_1 y_{t-1} + \beta_2 y_{t-1}^2 + \beta_3 y_{t-1}^3 + u_t \quad (4)$$

Denklem (4)'te β_3 is negatif bir değer; β_1 ve β_2 c parametresine bağlı olarak pozitif veya negatif değer alabilmektedir. Hu ve Chen (2016) yaklaşımında test istatistiği denklem (5)'teki gibi elde edilmektedir.

$$\tau = \tau_1^2 + 1_{\tau_3 < 0} \tau_3^2 \quad (5)$$

Denklem (5)'teki τ_3^2 , $\beta_3 = 0$ için kullanılan t istatistiğinin karesidir.

2.3. Diks ve Panchenko (2006) Doğrusal Olmayan Nedensellik Testi

Doğrusal nedensellik analizindeki sınırlamaları aşmak için Diks ve Panchenko (2006), seriler arasındaki ilişkileri doğrusal olmayan bir yapıda incelemek amacıyla bir yaklaşım önermiştir. Granger (1969) nedensellik testi seriler arasındaki doğrusal olmayan ilişkileri dikkate katmamaktadır. Diks ve Panchenko (2006) yaklaşımında doğrusal bağımlılığı ortadan kaldırmak için önce Vektör Otoregresif (VAR) modeli tahmin edilmektedir. Bu analiz, uygun gecikme uzunluğu ile kurulan VAR modelinin hata terimlerinin tahmin edilmesiyle yapılmaktadır. VAR modelinin filtrelenmiş hata terimleri, doğrusal olmayan yapıyı ortaya koyması açısından önemlidir.

Diks ve Panchenko (2006) yaklaşımının test istatistiği $f_{X,Y,Z}(X_i, Y_i, Z_i)$ olasılık yoğunluk fonksiyonu elde edilerek denklem (6)'daki gibi elde edilmektedir.

$$T_n(\varepsilon) = \frac{(n-1)}{n(n-2)} \sum_i (\hat{f}_{X,Y,Z}(X_i, Y_i, Z_i) \hat{f}_Y(Y_i) - \hat{f}_{X,Y}(X_i, Y_i) \hat{f}_{Y,Z}(Y_i, Z_i)) \quad (6)$$

Bu testte Diks ve Panchenko (2006) çalışmasında gözlem sayılarına göre belirlenen bant genişliği değeri kullanılır. Test istatistiği, yüksek boyutlu veri kümelerinde bile hassasiyetini koruyarak, diğer doğrusal olmayan nedensellik yöntemlerine kıyasla daha güçlü sonuçlar üretebilmektedir (Diks ve Panchenko, 2006).

Hisse senedi getirileri ve oynaklık, makroekonomik değişkenler arasındaki doğrusal olmayan ilişkileri analiz etmek için kullanılan bir yaklaşımdır (Moshiri ve Foroughi, 2016; Kumar, 2019). Bu test karmaşık dinamik sistemlerde, doğrusal nedensellik testleriyle belirlenemeyen ilişkileri ortaya koymada da etkilidir (Bastos ve Caiado, 2011).

4.BULGULAR

Çalışmada Genişletilmiş Dickey-Fuller (ADF = Augmented Dickey-Fuller) ve Phillips ve Perron (PP) yaklaşımlarıyla serilerin birim köke sahip olup olmadığı incelenmiştir. Tablo 2’de her iki teste ait sabit ile sabit ve trendli durumlardaki elde edilen sonuçlara yer verilmiştir. Buna göre tüm serilerin birim köke sahipliği %1 önem düzeyinde (Singapur belirsizlik endeksi ADF testine göre %10 ve PP testine göre %5 önem düzeyinde) reddedilmiştir. Sonuçta tüm seriler durağan olarak elde edilmiştir.

Tablo 2. Birim Kök Testi Sonuçları

Değişkenler	ADF		PP	
	Sabit	Sabit + trend	Sabit	Sabit + trend
ADS	-8.473*** (0.000)	-8.460*** (0.000)	-8.555*** (0.000)	-8.917*** (0.000)
Borsa Avustralya	-14.158*** (0.000)	-14.132*** (0.000)	-15.283*** (0.000)	-15.301*** (0.000)
Borsa Hong Kong	-14.462*** (0.000)	-14.444*** (0.000)	-14.718*** (0.000)	-14.781*** (0.000)
Borsa Japonya	-12.866*** (0.000)	-12.839*** (0.000)	-12.875*** (0.000)	-12.846*** (0.000)
Borsa Singapur	-15.200*** (0.000)	-15.157*** (0.000)	-15.208*** (0.000)	-15.165*** (0.000)
Belirsizlik Avustralya	-7.104*** (0.000)	-7.089*** (0.000)	-7.284*** (0.000)	-7.269*** (0.000)
Belirsizlik Hong Kong	-7.746*** (0.000)	-7.759*** (0.000)	-7.788*** (0.000)	-7.803*** (0.000)
Belirsizlik Japonya	-5.542*** (0.000)	-5.622*** (0.000)	-5.529*** (0.000)	-5.616*** (0.000)
Belirsizlik Singapur	-2.603* (0.094)	-4.643*** (0.000)	-2.980** (0.039)	-4.409*** (0.000)

*Not: ***, **, * sırasıyla %1, %5 ve %10 önem düzeyinde anlamlıdır. Parantez içindekiler prob değerleridir.*

Tablo 3'te KSS (2003) ile Hu ve Chen (2016) doğrusal olmayan birim kök testlerinin sonuçları verilmiştir. Bu yaklaşımlara ait test istatistik değerlerinin tablo kritik değerlerinden mutlak değerce daha büyük olması nedeniyle birim kökün varlığını ifade eden sıfır hipotezi en azından %10 önem düzeyinde reddedilmiştir. Bu iki testin sonuçlarına göre serilerin durağan oldukları tespit edilmiştir.

Tablo 3. Doğrusal Olmayan Birim Kök Testi Sonuçları

Seriler	KSS testi	Hu ve Chen testi
ADS	-10.119***	195.006***
Borsa Avustralya	-3.798**	29.948***
Borsa Hong Kong	-3.899**	29.014***
Borsa Japonya	-3.798**	28.928***
Borsa Singapur	-4.809***	21.004***
Belirsizlik Avustralya	-3.572*	15.008**
Belirsizlik Hong Kong	-4.078***	20.819***
Belirsizlik Japonya	-3.748**	35.143***
Belirsizlik Singapur	-3.433**	14.120*

*Not: ***, **, * sırasıyla %1, %5 ve %10 önem düzeyinde anlamlıdır. Uygun gecikme uzunluğu Bayesyen Bilgi Kriterine (BIC) göre seçilmiştir. KSS testine göre -3.93, -3.40 ve -3.13 tablo kritik değerleri sırasıyla %10, %5 ve %1 önem düzeylerinde anlamlılığı göstermektedir. Hu ve Chen testine göre 18.62, 14.39 ve 12.42 tablo kritik değerleri sırasıyla %10, %5 ve %1 önem düzeylerinde anlamlılığı göstermektedir.*

Tablo 4'te doğrusal Granger nedensellik analizi sonuçları verilmiştir. Buna göre Avustralya ve Singapur borsa endekslerinden ADS endeksine doğru tek yönlü nedensellik olduğu %1 önem düzeyinde anlamlı bulunmuştur. Singapur borsa endeksi ve ADS endeksi arasında ise çift yönlü nedensellik elde edilmiştir. Bu durum, ADS endeksinin makroekonomik değişkenlerin piyasalara olan etkilerini anlamada önemli bir araç olarak görülebileceğini gösterebilir. Japonya belirsizlik endeksi, %1 önem düzeyinde ADS endeksinin doğrusal Granger nedenidir. Hong Kong borsa endeksi ve belirsizlik endeksi ile ADS endeksi arasında herhangi bir nedensellik bulunamamıştır.

Tablo 4. Doğrusal Granger Nedensellik Analizi Sonuçları

Seriler	t istatistik değeri	p değeri
ADS → Borsa Avustralya	0.254	0.907
Borsa Avustralya → ADS	13.763**	0.000
ADS → Borsa Hong Kong	0.481	0.749
Borsa Hong Kong → ADS	0.999	0.410
ADS → Borsa Japonya	0.916	0.402
Borsa Japonya → ADS	6.085**	0.003
ADS → Borsa Singapur	2.407*	0.029
Borsa Singapur → ADS	6.753**	0.000
ADS → Belirsizlik Avustralya	0.473	0.756
Belirsizlik Avustralya → ADS	1.825	0.126
ADS → Belirsizlik Hong Kong	0.861	0.489
Belirsizlik Hong Kong → ADS	0.637	0.636
ADS → Belirsizlik Japonya	1.321	0.264
Belirsizlik Japonya → ADS	3.068**	0.018
ADS → Belirsizlik Singapur	0.874	0.481
Belirsizlik Singapur → ADS	1.050	0.383

*Not: **, * sırasıyla %1 ve %5 önem düzeyinde anlamlılığı ifade etmektedir.*

Tablo 5’te doğrusal olmayan nedensellik analizi sonuçlarına yer verilmiştir. Sonuçlar Diks ve Panchenko (2006) doğrusal olmayan nedensellik yaklaşımına göre elde edilmiştir. Buna göre ADS endeksi ve Avustralya borsa endeksi arasında çift yönlü doğrusal olmayan nedensellik olduğu görülmüştür. Bu durum, finansal piyasaların karmaşık dinamiklere sahip olduğunu ve doğrusal olmayan modellerin bu dinamikleri anlamada daha etkili olabileceğini göstermektedir. Singapur borsa endeksinden ADS endeksine doğru tek yönlü doğrusal olmayan nedensellik bulgusuna ulaşılmıştır. Hong Kong ve Japonya borsa ve belirsizlik endeksleri ile ADS endeksi arasında herhangi bir doğrusal olmayan nedensellik bulgusuna ulaşılamamıştır. Hong Kong ve Japonya piyasaları için anlamlı bir doğrusal veya doğrusal olmayan ilişki tespit edilememiştir. Bu durum, bu ülkelerin ekonomik yapılarının veya finansal piyasalarının ADS endeksinin yansıttığı makroekonomik koşullardan daha az etkilenebileceğini işaret etmektedir.

ADS endeksinin işlevselliği ve tahmin gücü üzerine yapılan önceki çalışmalar, bu endeksin özellikle ekonomik daralma ve büyüme dönemlerinde güçlü bir gösterge olduğunu vurgulamıştır (Aruoba, Diebold ve Scotti, 2009; Chuliá, Garrón ve Uribe, 2022). Çalışmada elde edilen sonuçlar,

ADS endeksinin yalnızca ABD değil, aynı zamanda diğer gelişmiş ülkelerin finansal piyasaları için de faydalı bir araç olabileceğini desteklemektedir.

Bu bulgular, uluslararası yatırımcılar ve politika yapıcılar için çeşitli çıkarımlar sağlayabilir. ADS endeksi, yatırımcıların finansal piyasaların makroekonomik değişkenlere verdiği tepkileri daha iyi anlamalarına yardımcı olabilir. Özellikle belirsizlik dönemlerinde ADS endeksine dayalı stratejiler geliştirmek, risk yönetimi ve portföy çeşitlendirme açısından önemli olabilir (Jiang vd., 2020; Kurov ve Stan, 2018).

Elde edilen bulgular, ADS iş koşulları endeksinin yalnızca ABD'ye özgü bir gösterge olmadığını, aynı zamanda gelişmiş ülke piyasaları için de işlevsel bir araç niteliği taşıdığını ortaya koymaktadır. Özellikle Avustralya ve Singapur hisse senedi piyasaları ile ADS endeksi arasındaki nedensellik ilişkileri makroekonomik koşulların uluslararası finansal entegrasyon yoluyla yatırımcı davranışlarına yön verdiğini göstermektedir. Bu sonuç, reel ekonomik faaliyetlerin finansal piyasalar üzerindeki belirleyici gücünü doğrulamakta ve iş döngüsü göstergelerinin küresel ölçekte yatırım kararları açısından önemli bir sinyal kaynağı olabileceğine işaret etmektedir. Hong Kong ve Japonya piyasalarında ADS endeksi ile anlamlı bir nedensellik ilişkinin olmaması, ülkeler arası farklılaşmayı göstermektedir. Bu durum, makroekonomik koşullara duyarlılığın ülkeye özgü yapısal ve kurumsal faktörlere bağlı olarak değiştiğini göstermektedir.

Tablo 5. Doğrusal Olmayan Nedensellik Analizi Sonuçları

Seriler	t istatistik değeri	p değeri
ADS → Borsa Avustralya	1.460*	0.072
Borsa Avustralya → ADS	3.939***	0.000
ADS → Borsa Hong Kong	-1.426	0.923
Borsa Hong Kong → ADS	-1.020	0.846
ADS → Borsa Japonya	-0.813	0.792
Borsa Japonya → ADS	0.792	0.214
ADS → Borsa Singapur	-0.363	0.642
Borsa Singapur → ADS	2.253**	0.012
ADS → Belirsizlik Avustralya	-1.134	0.872
Belirsizlik Avustralya → ADS	-1.482	0.931
ADS → Belirsizlik Hong Kong	-2.047	0.979
Belirsizlik Hong Kong → ADS	-1.494	0.932
ADS → Belirsizlik Japonya	0.286	0.387
Belirsizlik Japonya → ADS	-1.299	0.903
ADS → Belirsizlik Singapur	-0.598	0.725
Belirsizlik Singapur → ADS	-1.494	0.932

*Not: Bant genişliği $\varepsilon=1.5$ olarak alınmıştır. ***, **, * sırasıyla %1, %5 ve %10 önem düzeyinde anlamlıdır.*

SONUÇ

Çalışmada Avustralya, Hong Kong, Japonya ve Singapur gelişmiş ülke piyasalarının borsa endeksleri, belirsizlik endeksleri ve ADS endeksi arasındaki ilişki incelenmiştir. Çalışma kapsamında 2010:01 – 2024:10 dönemi için doğrusal ve doğrusal olmayan analiz yöntemleri kullanılmıştır.

Çalışma bulguları, ADS endeksinin uluslararası finansal piyasalar üzerindeki etkilerini doğrulamaktadır. Avustralya ve Singapur hisse senedi piyasaları ile ADS endeksi arasında anlamlı nedensellik ilişkilerinin bulunması, bu endeksin küresel piyasalar için bir gösterge niteliği taşıdığını göstermektedir. Özellikle Avustralya ve Singapur hisse senedi piyasaları ile ADS endeksi arasındaki nedensellik ilişkileri, makroekonomik koşulların uluslararası finansal entegrasyon yoluyla piyasalara yansıdığını ortaya koymaktadır. Bu bulgu, Aruoba, Diebold ve Scotti'nin (2009) ADS endeksinin reel ekonomik faaliyetleri ölçmedeki başarısını vurgulayan çalışmalarıyla uyumludur. Benzer şekilde, Chuliá, Garrón ve Uribe'nin (2022) çalışmasıyla benzer bulgular elde edilmiştir. Hong Kong ve Japonya hisse senedi piyasalarında ise ADS endeksi arasında herhangi bir nedensellik bulunamamıştır. Bu durum, finansal piyasaların ADS endeksine duyarlılığının ülkeye özgü faktörlere bağlı olarak değişebileceğini gösterebilir.

Çalışma sonuçlarının ekonomik politika yapımcıları, yatırımcılar, ekonomistler ve araştırmacılara fayda sağlayacağı düşünülmektedir. Çalışmanın sonuçlarıyla uluslararası yatırımcılar ve finansal kurumlar, ADS endeksinden yararlanarak uluslararası hisse senedi piyasaları arasında bir öncül-ardıl ilişkiyi dikkate almaları ve değerlendirmeleri önemli olduğu görülmüştür. Özellikle belirsizlik dönemlerinde bu endeks, risk yönetimi stratejilerinde önemli bir rol oynayabilir. Politika yapımcılar ise, ADS endeksindeki değişimlerin finansal piyasalara etkilerini göz önünde bulundurarak ekonomik kararlarını şekillendirebilir. Politika yapımcıların, ADS endeksindeki dalgalanmaları dikkate alarak finansal piyasalarda oluşabilecek riskleri önceden öngörmeleri mümkündür. Böylece endeks, para politikası ve makro ihtiyati düzenlemelerde tamamlayıcı bir gösterge işlevi görebilir.

Bu çalışma, ADS iş koşulları endeksinin uluslararası finansal piyasalardaki etkilerinin incelenmesine önemli katkılar sağlamaktadır. Bununla birlikte, gelecekteki araştırmalarda daha geniş bir veri seti ve farklı metodolojiler kullanılarak bu bulguların daha da derinleştirilmesi önerilmektedir. Özellikle, diğer gelişmiş ve gelişmekte olan ülkelerin verilerinin analizlere dahil edilmesi, ADS endeksinin küresel finansal piyasalar üzerindeki etkisini daha kapsamlı bir şekilde değerlendirme fırsatı sunacaktır.

Gelecek araştırmalarda, daha geniş bir ülke örneklemini kullanılarak gelişmiş ve gelişmekte olan ekonomilerin karşılaştırmalı olarak analiz edilmesi faydalı olacaktır. Özellikle yükselen piyasalarda ADS endeksinin öngörü gücünün test edilmesi, literatüre önemli katkılar sağlayabilir. Ayrıca yapılacak çalışmalarda panel veri tabanlı doğrusal olmayan nedensellik testleri veya dalgacık tabanlı frekans alanı analizleri gibi farklı metodolojik yaklaşımlar kullanılabilir.

Kaynakça

- Akyildirim, E., Cepni, O., Pham, L., & Uddin, G. S. (2022). How connected is the agricultural commodity market to the news-based investor sentiment?. *Energy Economics*, 113, 106174.
- Aruoba, S. B., Diebold, F. X., & Scotti, C. (2009). Real-time measurement of business conditions. *Journal of Business & Economic Statistics*, 27(4), 417-427.
- Bastos, J. A., & Caiado, J. (2011). An entropy-based approach to assess non-linearity in financial time series. *Physica A: Statistical Mechanics and its Applications*, 390(8), 1315-1325.
- Behmiri, N. B., Manera, M., & Nicolini, M. (2019). Understanding dynamic conditional correlations between oil, natural gas and non-energy commodity futures markets. *The Energy Journal*, 40(2), 55-76.
- Behmiri, N. B., Manera, M., & Nicolini, M. (2019). Understanding dynamic conditional correlations between oil, natural gas and non-energy commodity futures markets. *The Energy Journal*, 40(2), 55-76.
- Camacho, M., & Martinez-Martin, J. (2014). Real-time forecasting US GDP from small-scale factor models. *Empirical Economics*, 47, 347-364.
- Chui, A. C. (2021). Economic Policy Uncertainty and Short-term Reversals. *Handbook of Investment Analysis, Portfolio Management, and Financial Derivatives*.
- Chuliá, H., Garrón, I., & Uribe, J. M. (2022). Monitoring daily unemployment at risk. *Documents de Treball (IREA)*, (11), 1.
- Davis, S. J. (2016). *An index of global economic policy uncertainty* (No. w22740). National Bureau of Economic Research.
- Demirer, R., Gupta, R., Lv, Z., & Wong, W. K. (2019). Equity return dispersion and stock market volatility: Evidence from multivariate linear and nonlinear causality tests. *Sustainability*, 11(2), 351.
- Diebold, F. X. (2020). Real-time real economic activity: Exiting the great recession and entering the pandemic recession. *National Bureau of Economic Research*.
- Diks, C., & Panchenko, V. (2006). A new statistic and practical guidelines for nonparametric Granger causality testing. *Journal of Economic Dynamics and Control*, 30(9-10), 1647-1669.
- Doelp, P. and Stark, T. (2021). Methodology for the Aruoba-Diebold-Scotti Business Conditions Index, Real-Time Data Research Center Federal Reserve Bank of Philadelphia
- Dorion, C. (2011). Business Conditions, Market Volatility and Option Prices. Discussion paper, HEC Montreal Working paper.

- Granger, C. W. J. (1969). Investigating causal relations by econometric models and cross-spectral methods. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 37(3), 424-438.
- Hu, J., & Chen, Z. (2016). A unit root test against globally stationary ESTAR models when local condition is non-stationary. *Economics letters*, 146, 89-94.
- Huang, F., Song, J., & Taylor, N. J. (2022). The impact of business conditions and commodity market on US stock returns: An asset pricing modelling experiment. *Quantitative Finance and Economics*, 6(3), 433-458.
- Izadi, S., & Hassan, M. K. (2018). Impact of international and local conditions on sovereign bond spreads: International evidence. *Borsa Istanbul Review*, 18(1), 41-51.
- Jiang, Y., Wang, G. J., Wen, D. Y., & Yang, X. G. (2020). Business conditions, uncertainty shocks and Bitcoin returns. *Evolutionary and Institutional Economics Review*, 17, 415-424.
- Kapetanios, G., Shin, Y., & Snell, A. (2003). Testing for a unit root in the non-linear STAR framework. *Journal of Econometrics*, 112(2), 359-379.
- Kaya, H. D., & Lumpkin, N. L. (2014). The reaction of blockholders to changes in market conditions. *Corporate Ownership and Control*, 12(1CONT5), 464-472.
- Kucher, O., & Kurov, A. (2014). Business cycle, storage, and energy prices. *Review of Financial Economics*, 23(4), 217-226.
- Kumar, S. (2019). Nonlinear Granger causality between stock returns and trading volume in India. *Economic Modelling*, 80, 288-297.
- Kurov, A., & Stan, R. (2018). Monetary policy uncertainty and the market reaction to macroeconomic news. *Journal of Banking & Finance*, 86, 127-142.
- Loudon, G. (2017). The impact of global financial market uncertainty on the risk-return relation in the stock markets of G7 countries. *Studies in Economics and Finance*, 34(1), 2-23.
- Moshiri, S., & Foroughi, M. (2016). Nonlinear causality and asymmetric adjustments between energy consumption and output: The case of OPEC. *Applied Energy*, 162, 185-198.
- Nyamela, Y., Plakandaras, V., & Gupta, R. (2020). Frequency-dependent real-time effects of uncertainty in the United States: evidence from daily data. *Applied Economics Letters*, 27(19), 1562-1566.
- Scotti, C. (2016). Surprise and uncertainty indexes: Real-time aggregation of real-activity macro-surprises. *Journal of Monetary Economics*, 82, 1-19.
- Tharann, B. (2019). Return predictability in metal futures markets: new evidence. *Heliyon*, 5(6), c01843.

Makroekonomik Faktörlerin Türkiye’de Gıda Enflasyonu Üzerindeki Etkisinin Rals Yaklaşımıyla İncelenmesi

Ayşegül Han¹

Gökhan Konat²

Özet

Bu çalışma, 2016:Q1-2025:Q3 dönemi için Türkiye’de makroekonomik faktörlerin gıda enflasyonu üzerindeki etkilerini incelemeyi amaçlamaktadır. Analizde gıda ve alkolsüz içecekler üretici fiyat endeksi bağımlı değişken olarak kullanılmış; tarım, ormancılık ve balıkçılığa ilişkin üretici fiyat endeksi, GSYİH, TÜFE bazlı reel efektif döviz kuru ve Avrupa Brent petrol fiyatları bağımsız değişkenler olarak modele dahil edilmiştir. Çalışmada serilerin durağanlıkları RALS-ADF birim kök testi ile, uzun dönem ilişkiler ise RALS-ADL eşbütünleşme testi ile analiz edilmiştir. Eşbütünleşme varlığı tespit edilen modelde uzun dönem katsayılar FMOLS, DOLS ve CCR tahmincileri ile elde edilmiştir. Bulgular, tarım ürünleri üretici fiyatları ve GSYİH artışlarının gıda enflasyonunu artırıcı; reel efektif döviz kuru artışının düşürücü yönde etkide bulunduğunu göstermektedir. Petrol fiyatlarındaki yükselişler ise gıda enflasyonunu sınırlı düzeyde artırmaktadır. Bulgular, gıda fiyatlarındaki istikrarın sağlanması için tarımsal üretimin güçlendirilmesi ve döviz kuru hareketlerinin etkilerinin yakından izlenmesi gerektiğini vurgulamaktadır.

GİRİŞ

Enflasyon, ekonomide fiyatlar genel seviyesinin sürekli artışı olarak tanımlanmakta ve özellikle gelir dağılımı, tüketim ve tasarruf kararları üzerinde önemli etkiler yaratmaktadır. Bu bağlamda gıda fiyatları, hane halklarının bütçesinde önemli bir paya sahip olması nedeniyle enflasyonist süreçlerde kritik bir rol oynamaktadır. Türkiye’de düşük ve orta gelirli haneler

1 İnönü Üniversitesi, aysegullhann@gmail.com, <https://orcid.org/0000-0002-3390-2129>

2 Bolu Abant İzzet Baysal Üniversitesi, gokhan.konat@inonu.edu.tr, <https://orcid.org/0000-0002-0964-7893>

için gıda harcamalarının toplam harcamalar içindeki payı yüksek olup, gıda fiyatlarındaki artışlar bu hanelerin alım gücünü doğrudan etkilemektedir (TÜİK, 2024).

Gıda enflasyonu hem arz hem de talep yönlü faktörlerle şekillenmektedir. Arz yönlü etkenler, tarımsal üretim maliyetleri, üretim hacmi, iklim koşulları ve enerji fiyatları üzerinden gıda fiyatlarını doğrudan etkiler (Orman vd., 2010; Tunçsiper ve Sürekçi Yamaçlı, 2023). Özellikle enerji ve girdi maliyetlerindeki artışlar, üretici fiyatlarına yansıyor nihai tüketici fiyatlarını yükseltebilmektedir (Yavuz, 2021; Boratav vd., 2023). Talep yönlü ve dışsal etkiler ise döviz kuru dalgalanmaları, uluslararası gıda fiyatları ve genel ekonomik büyüme göstergeleri aracılığıyla fiyatlar üzerinde belirleyici olabilmektedir (Başkaya vd., 2008; Daşdemir, 2023; Demirağ ve Sağır, 2024).

Türkiye özelinde gıda fiyatları, 2010 sonrası dönemde küresel gıda fiyatlarından bağımsız bir seyir izlemiş ve yapısal özellikler ile iç ekonomik koşulların etkisiyle daha yüksek oynaklık göstermiştir. Özellikle ithal girdi fiyatları, döviz kuru hareketleri ve arz yönlü daralmalar gıda üretim maliyetlerini artırarak fiyatları yukarı çekmiştir (Ulusoy ve Şahingöz, 2010). Bu durum, özellikle sabit gelirli ve düşük gelirli hane halkları üzerinde gıda güvenliği açısından risk yaratmaktadır.

Bu çalışmanın amacı, 2016:Q1–2025:Q3 döneminde Türkiye’de makroekonomik değişkenlerin gıda enflasyonu üzerindeki etkilerini RALS (Residual Augmented Least Squares) yöntemleri kullanarak analiz etmektir. Önceki çalışmalardan farklı olarak, bu araştırma RALS tahmincilerini kullanarak uzun dönem etkileri güvenli bir şekilde değerlendirirken, 2016 sonrası dönemdeki güncel ekonomik şokları ve yüksek enflasyon ortamını dikkate almaktadır.

Çalışmanın geri kalan bölümleri, önce literatür taramasıyla konuya ilişkin önceki araştırmaların incelenmesini, ardından veri seti ve metodoloji kısmında kullanılan değişkenler ve yöntemlerin açıklanmasını, bulgular bölümünde elde edilen analiz sonuçlarının sunulmasını ve sonuç bölümünde değerlendirme ve politika önerilerini içermektedir.

LİTERATÜR TARAMASI

Gıda enflasyonu, Türkiye ekonomisinde hem politika yapıcılar hem de piyasa aktörleri için kritik öneme sahip bir konu olup, son yıllarda yapılan birçok çalışma bu sorunun çeşitli belirleyicilerini farklı dönemler, veri setleri ve yöntemler çerçevesinde incelemiştir.

Başkaya vd. (2008) çalışması, Türkiye’de gıda enflasyonunun belirleyicilerini incelemeyi amaçlamış ve dönem olarak 1990–2005 yıllarını kapsayan zaman serisi verilerini kullanmıştır. Çalışmada eşbütünleşme ve hata düzeltme modelleri gibi ekonometrik yöntemler uygulanmış ve sonuçlar, gıda fiyatlarındaki dalgalanmaların hem arz yönlü faktörlerden (tarımsal üretim maliyetleri ve iklim koşulları) hem de döviz kuru ve uluslararası gıda fiyatları gibi talep ve dışsal şoklardan etkilendiğini göstermiştir. Bulgular, döviz kuru ve uluslararası fiyat etkilerinin gıda enflasyonu üzerinde hızlı ve anlamlı bir geçişkenlik sergilediğini ortaya koymuştur.

Orman vd. (2010) çalışması, Türkiye’de işlenmemiş gıda ürünleri fiyatlarının yüksek oynaklık nedenlerini incelemeyi amaçlamıştır. Çalışmada sektördeki farklı kesimlerden uzmanlarla gerçekleştirilen mülakatlar kullanılarak niteliksel bir analiz yapılmış ve üretimin iklim koşullarına bağımlılığı, aracı sayısının fazlalığı, kamu desteklerindeki belirsizlikler ve tarımsal üretimin bölgesel yoğunlaşması gibi yapısal faktörlerin fiyat dalgalanmalarına yol açtığı tespit edilmiştir.

Bayramoğlu ve Koç Yurtkur (2015) çalışması, Türkiye’de gıda sanayi ürünleri ve tarımsal üretici fiyatlarını etkileyen uluslararası ekonomik değişkenleri incelemeyi amaçlamıştır. 1999:2–2014:6 dönemine ilişkin veriler kullanılarak VAR yöntemi uygulanmış ve dolar kuru, Euro kuru, petrol fiyatı ile uluslararası gıda fiyat endeksinin etkileri analiz edilmiştir. Bulgular, kısa vadede gıda sanayi fiyatlarını en çok döviz kurlarının etkilediğini, uzun vadede ise petrol fiyatı, uluslararası gıda fiyatı ve tarımsal üretici fiyatının sınırlı ölçüde etkili olduğunu; tarımsal üretici fiyatlarının ise öncelikli olarak gıda sanayi fiyatları ve petrol fiyatından etkilendiğini göstermekte ve Türkiye’deki ithalat bağımlılığına işaret etmektedir.

Erdem (2017) çalışması, Türkiye ekonomisinde gıda enflasyonu ile enflasyon belirsizliği arasındaki nedensellik ilişkisini incelemeyi amaçlamıştır. Çalışma, 2005–2017 dönemine ilişkin aylık verileri kullanmış ve enflasyon belirsizliğini ölçmek için Kalman Filtre tekniği ile Box-Jenkins modeli uygulanmıştır; ardından Granger nedensellik testi ile olası ilişkiler analiz edilmiştir. Bulgular, Türkiye’de gıda enflasyonundan enflasyon belirsizliğine doğru tek yönlü bir nedensellik bulunduğunu, buna karşın belirsizlikten gıda enflasyonuna doğru anlamlı bir nedensellik olmadığını ortaya koymaktadır.

Ganioğlu (2017) çalışması, işlenmiş gıda ve enerji fiyatlarının çekirdek enflasyondan ani ve patlayıcı sapmalarını belirlemeyi ve bu dönemlerin enflasyon beklentileri üzerindeki etkilerini incelemeyi amaçlamıştır. Çalışma, 2003:01–2017:03 dönemine ilişkin verileri kullanmış ve patlayıcı sapmaları tespit etmek için Phillips vd. (2015) tarafından geliştirilen birim kök testleri

uygulanmıştır. Bulgular, tüketicilerin enflasyon beklentilerini söz konusu patlayıcı dönemlerde revize ettiklerini göstermekte olup, politika yapıcılar için işlenmiş gıda ve enerji fiyatlarındaki ani sapmaların izlenmesinin önemini vurgulamaktadır.

Barbaros vd. (2019) çalışması, Türkiye’de gıda ihracatı, gıda fiyatları ve genel enflasyon arasındaki ilişkileri incelemeyi amaçlamıştır. Çalışma, 2003:02–2018:11 dönemine ait verileri kullanarak ADF birim kök testi, VAR modeli, Granger nedensellik testi ve etki-tepki analizleri ile değişkenler arasındaki dinamik ilişkileri değerlendirmiştir. Bulgular, gıda ihracatı ile gıda fiyatları ve gıda fiyatları ile genel enflasyon arasında anlamlı nedensellik ilişkilerinin var olduğunu göstermektedir.

Ulusoy ve Şahingöz (2020) çalışması, Türkiye’de gıda ürünleri fiyatlarının tüketici fiyat endeksi üzerindeki etkilerini incelemeyi amaçlamıştır. Çalışma, 2006:08–2018:01 dönemine ilişkin aylık veriler kullanılarak, uzun dönem etkilerini ARDL sınır testi ile, kısa dönem etkilerini ise Toda-Yamamoto nedensellik testi ile analiz etmiştir. Bulgular, serilerin uzun dönemde eşbütünleşik olduğunu gösterirken, kısa dönemde gıda ürünleri fiyat artışlarının enflasyonu artırıcı etkide bulunduğunu ortaya koymaktadır.

Aytekin ve Hatırlı (2021) çalışması, Türkiye’de işlenmemiş gıda enflasyonunu etkileyen faktörleri analiz etmeyi amaçlamıştır. Çalışma, 2016–2020 dönemine ilişkin aylık veriler kullanılarak, gıda ürünleri imalatı ithalat birim değeri, tarımsal girdi fiyat endeksi ve tarım ürünleri üretici fiyat endeksini içeren bir model çerçevesinde VAR ve ARDL yöntemleriyle analiz edilmiştir. Bulgular, tüm bağımsız değişkenlerin işlenmemiş gıda enflasyonu üzerinde istatistiksel olarak anlamlı ve artırıcı etkiler gösterdiğini ve en yüksek etkinin gıda ürünleri imalatının ithalat birim değerinden kaynaklandığını ortaya koymaktadır.

Şahin Kutlu (2021) çalışması, Türkiye ekonomisinde gıda enflasyonuna yol açan makroekonomik faktörleri incelemeyi amaçlamıştır. Çalışma, 2008:08–2020:08 dönemine ilişkin aylık veriler kullanılarak dünya gıda fiyat endeksi, döviz kuru, sanayi üretim endeksi ve gıda ürünleri ihracatının gıda fiyat endeksi üzerindeki etkilerini SVAR modeli ile analiz etmiştir. Bulgular, yalnızca döviz kurunun gıda fiyatları üzerinde istatistiksel olarak anlamlı etkisi olduğunu, diğer değişkenlerin etkisinin ise anlamlı olmadığını ortaya koymuştur.

Daşdemir (2023) çalışması, Türkiye’de döviz kurunun gıda fiyatlarına etkisini, gıda fiyatlarını genel fiyat endeksine oranlayarak analiz etmeyi amaçlamıştır. Çalışma, 1990:01–2023:03 dönemine ilişkin aylık

veriler kullanılarak Newey-West tahmincileri ile zaman serisi analizi gerçekleştirilmiştir. Bulgular, gıda fiyatlarının gecikmeli değerlerinin cari değerleri üzerinde düşürücü etkisi olduğunu ve döviz kuru artışlarının gıda fiyatlarını diğer ürün gruplarına göre daha fazla yükselttiğini göstermekte olup, üreticilerin fiyat değişimlerine duyarlı davranarak piyasayı dengeye yönlendirdiğini ortaya koymaktadır.

İnal vd. (2023) çalışması, Türkiye’de gıda fiyat endeksini etkileyen faktörleri; tüketici faiz oranları, reel efektif döviz kuru endeksi ve gıda üretim endeksi üzerinden incelemeyi amaçlamıştır. Çalışma, 2008:04–2020:08 dönemine ilişkin verileri kullanarak Fourier Engle-Granger eşbütünleşme testi, uzun dönem katsayı tahminleri ve hata düzeltme modeli tabanlı Fourier Granger nedensellik testleri uygulamıştır. Bulgular, uzun dönemde gıda üretim endeksi ve reel efektif döviz kurunun gıda fiyatları üzerinde anlamlı etkiler gösterdiğini ve her iki değişkenden gıda fiyat endeksine doğru nedensellik ilişkisi bulunduğunu ortaya koyarken, tüketici faiz oranlarının etkisinin istatistiksel olarak anlamlı olmadığı tespit edilmiştir.

İzgi vd. (2023) çalışması, Karadeniz çevresindeki ülkelerde (Bulgaristan, Gürcistan, Romanya, Rusya, Türkiye ve Ukrayna) tarımsal fiyat enflasyonunun gıda güvenliği üzerindeki etkilerini incelemeyi amaçlamıştır. Çalışma, FAO tarafından yayımlanan tarımsal ürün üretici fiyat endekslerini ve kişi başına düşen gıda arzı değişkenliğini kullanarak panel vektör hata düzeltme modeli ile analiz gerçekleştirmiştir. Bulgular, tarımsal ürün fiyatlarındaki artışların gıda güvenliği üzerinde önemli ve karmaşık etkiler yarattığını göstermektedir.

Karagöl (2023) çalışması, ekonomik politika belirsizliği ile gıda fiyatları arasındaki ilişkiyi incelemeyi amaçlamıştır. Çalışma, Çin, İngiltere, Almanya, Macaristan, Güney Afrika, Türkiye ve ABD’nin gıda enflasyonları ile küresel ekonomik politika belirsizliği arasındaki nedensellik ilişkilerini simetrik ve zamanla değişen nedensellik analizleri ile değerlendirmiştir. Bulgular, ABD’de iki yönlü bir nedensellik ilişkisi olduğunu ve Covid-19 Pandemisi döneminde ekonomik politika belirsizliğinin gıda fiyatları üzerindeki etkisinin yoğunlaştığını göstermekte olup, politika yapıcıların uygun müdahalelerle gıda fiyatlarında istikrar sağlayabileceğini ortaya koymaktadır.

Tunçsiper ve Sürekçi Yamaçlı (2023) çalışması, Türkiye’de gıda ve alkolsüz içecek fiyatlarını etkileyen faktörleri tarımsal ürünler ithalatı, petrol fiyatları ve döviz kuru üzerinden incelemeyi amaçlamıştır. Çalışma, 2002–2022 dönemine ait çeyrek dönem verilerini kullanarak Granger nedensellik analizi, Johansen eşbütünleşme ve hata düzeltme modelleri ile uzun ve kısa dönem ilişkilerini analiz etmiştir. Bulgular, tarımsal mallar ithalatı ile

gıda ve alkolsüz içecek fiyatları arasında uzun ve kısa dönemde çift yönlü, petrol fiyatları ile gıda fiyatları arasında ise kısa dönemde tek yönlü bir etki olduğunu; yerli üretimin artırılması ve enerji bağımlılığının azaltılmasının fiyat istikrarı için kritik olduğunu ortaya koymaktadır.

Demirağ ve Sağır (2024) çalışması, Türkiye’de gıda fiyatları, tarım ürünleri üretici fiyatları ve döviz kuru arasındaki ilişkileri incelemeyi amaçlamıştır. Çalışma, 2010:01–2022:08 dönemine ait aylık verileri kullanarak serilerin durağanlığı, Granger nedensellik analizleri ve ARDL sınır testi ile uzun dönem ilişkilerini değerlendirmiştir. Bulgular, gıda fiyatlarının uzun dönemde hem tarım üretici fiyatlarından hem de döviz kurundan etkilendiğini, ancak döviz kuru etkisinin tarım üretici fiyatlarından daha güçlü olduğunu göstermektedir; bu da gıda fiyatlarını kontrol altına almak için Türk lirasının değer kazanmasını hedefleyen ekonomi politikalarının önemini vurgulamaktadır.

Özçelik ve Uslu (2024) çalışması, Türkiye’de gıda enflasyonunun belirleyicilerini incelemeyi amaçlamıştır. Çalışma, 2016:01–2022:08 dönemine ait aylık veriler kullanılarak Gecikmeli Dağıtılmış Otoregresif (ARDL) modeli ve ARDL Hata Düzeltme Modeli ile uzun ve kısa dönem ilişkileri analiz etmiştir. Bulgular, gıda ve alkolsüz içecekler fiyat endeksinin, tarım, ormancılık ve balıkçılık ÜFE ile elektrik, gaz ve diğer yakıtlar fiyat endeksinin artırıcı; reel efektif döviz kurunun ise azaltıcı yönde etkilendiğini ve kısa dönemde meydana gelen dengesizliklerin uzun dönemde ortadan kalktığını göstermektedir.

Bozkurt ve Mutlu Çamoğlu (2025) çalışması, Türkiye’de gıda enflasyonunu etkileyen faktörleri incelemeyi amaçlamıştır. Çalışma, gıda tüketici fiyat endeksi, gıda üretici fiyat endeksi, gıda sanayi üretim endeksi, dolar kuru ve politika faizi değişkenlerini kullanarak Fourier Bootstrap ARDL modeli ile kısa ve uzun dönem ilişkilerini analiz etmiştir. Bulgular, gıda üretici fiyat endeksi ve döviz kurundaki artışların gıda enflasyonunu artırıcı yönde güçlü etkiler gösterdiğini, tüketici fiyatlarının kısa dönemde kendi geçmiş değerlerinden etkilendiğini ve politika faizindeki düşüşlerin fiyat seviyelerine gecikmeli artış yönünde yansıdığını ortaya koymaktadır; ayrıca kısa vadeli sapmaların yaklaşık üç ayda dengeye geleceği tespit edilmiştir.

VERİ SETİ VE METODOLOJİ

Bu çalışmanın temel amacı, 2016:Q1–2025:Q3 dönemi için Türkiye’de makroekonomik faktörlerin gıda enflasyonu üzerindeki etkilerini RALS

yöntemleri aracılığıyla analiz etmektir. Bu doğrultuda araştırmada kullanılan model şu şekilde ifade edilmektedir:

$$LNGIDA_t = \alpha_0 + \alpha_1 LNTARIM_t + \alpha_2 LNGSYIH_t + \alpha_3 LNDK_t + \alpha_4 LNPETROL_t + \varepsilon_t \quad (1)$$

Burada α_0 sabit katsayısı, ε_t ise hata terimini belirtmektedir.

Modelde gıda enflasyonunu temsilen gıda ve alkolsüz içeceklerle ilişkin yurt içi üretici fiyat endeksi (ÜFE) değişkeni kullanılmıştır. Makroekonomik faktörler olarak ise tarım, ormancılık ve balıkçılığa ilişkin ÜFE, gayrisafi yurtiçi hasıla (GSYİH) (bin TL), Tüketici fiyat endeksi (TÜFE) bazlı reel efektif döviz kuru, Avrupa Brent petrol spot FOB fiyatı (varil başına dolar) değişkenleri kullanılmıştır. Çalışmada kullanılan tüm veriler T.C. Merkez Bankası Elektronik Veri Dağıtım Sistemi (EVDS) veri tabanından temin edilmiştir. Tüm değişkenler modele logaritmik formda dahil edilmiştir.

Gıda ve alkolsüz içecekler ÜFE, tarım, ormancılık ve balıkçılığa ilişkin ÜFE ve GSYİH değişkenleri TRAMO/SEATS yöntemi ile mevsimsellikten arındırılmıştır. Öte yandan, Avrupa Brent petrol fiyatları ve TÜFE bazlı reel efektif döviz kuru serileri doğrudan piyasa kaynaklı veriler olduğundan ve düzenli mevsimsel paternlere sahip olmadığından, bu seriler üzerinde mevsimsellikten arındırma uygulanmamıştır. TRAMO/SEATS yöntemi, Gómez ve Maravall (1998) tarafından geliştirilmiş olup, zaman serilerinde mevsimsel dalgalanmaların etkisini ayırmak için yaygın şekilde kullanılmaktadır. TRAMO (Time Series Regression with ARIMA Noise, Missing Observations, and Outliers) serideki eksik gözlemleri ve uç değerleri tespit edip düzelterek veri setini hazırlar; SEATS (Signal Extraction in ARIMA Time Series) ise seriyi trend, mevsimsel ve rastgele bileşenlere ayırmaktadır. Bu sayede, analizde kullanılan veriler mevsimsel etkilerden arındırılarak daha güvenilir ve doğru sonuçlar elde edilmesi mümkün olmaktadır. TRAMO/SEATS yaklaşımı, serideki öngörülemeyen değişimleri filtreleyerek temel dinamiklerin daha net biçimde ortaya konmasına olanak sağlar (Maravall, 2006: 2171).

Değişkenlere ilişkin tanımlayıcı istatistikler Tablo 1’de sunulmaktadır.

Tablo 1. Tanımlayıcı İstatistikler

	GIDA	TARIM	GSYİH	DK	PETROL
Ortalama	1319.109	285.444	4.00E+09	73.252	68.158
Medyan	590.180	149.140	1.44E+09	70.000	68.150
Maksimum	4432.040	930.950	1.52E+10	103.060	119.780
Minimum	303.520	94.470	5.71E+08	50.280	14.850
Std. Sapma	1308.074	252.292	4.51E+09	14.082	19.882
Çarpıklık	1.248	1.292	1.289	0.610	-0.044
Basıklık	3.140	3.324	3.244	2.479	3.727
Jarque-Bera	10.163	11.023	10.898	2.862	0.873
Olasılık	0.006	0.004	0.004	0.238	0.646

Tanımlayıcı istatistikler incelendiğinde, gıda fiyat endeksi ile tarım ÜFE ve GSYH serilerinde ortalama ile standart sapma değerleri arasındaki fark oldukça yüksek olduğu görülmektedir; bu durum söz konusu serilerin belirgin bir oynaklık sergilediğine işaret etmektedir. Buna karşılık döviz kuru ve petrol fiyatları nispeten daha istikrarlı bir seyir izlemektedir. Çarpıklık ve basıklık katsayıları, özellikle gıda, tarım ve GSYİH serilerinin simetrik normal dağılımdan sapma eğiliminde olduğunu ortaya koyarken, Jarque-Bera test sonuçları da bu serilerde normal dağılım varsayımının reddedildiğini teyit etmektedir. Döviz kuru ve petrol fiyatı serilerinde ise normal dağılımdan anlamlı bir sapma tespit edilmemiştir.

RALS-ADF Birim Kök Testi

ADF testinde artıkların durağanlığına ilişkin herhangi bir özel varsayım bulunmamaktadır. Bu nedenle artıkların durağan olup olmaması testin uygulanabilirliği açısından bir engel teşkil etmez. Ancak literatürde, artıkların normal dağılmaması durumunda testlerin daha güçlü ve etkin hale gelebileceği vurgulanmaktadır (Lee vd., 2015). Bu noktada RALS yaklaşımı, normal dağılımdan sapmaları dikkate alarak artıkların etkilerini düzeltmekte ve böylece daha güvenilir sonuçlar elde edilmesine olanak sağlamaktadır. Dolayısıyla, özellikle normal dağılım göstermeyen ekonomik seriler üzerinde RALS tabanlı analizlerin, klasik yöntemlere kıyasla daha isabetli sonuçlar üreteceği ifade edilmektedir.

Geleneksel ADF birim kök testi kapsamında dikkate alınan model şu şekildedir:

$$\Delta Y_t = \alpha_1 + \beta Y_{t-1} + \sum_{j=1}^p \delta_j \Delta Y_{t-j} + e_t \quad (2)$$

Bu modelde temel varsayım, Y_{t-1} 'in anlamlılığı üzerinden serinin durağan olup olmadığının test edilmesidir. Im vd. (2014) ise literatüre katkı olarak, artıkların dağılımına ilişkin bilgiyi kullanarak ADF testini genişletmeyi önermiştir. Böylelikle normal olmayan artıkların barındırdığı bilgi modele entegre edilmekte ve testlerin gücü artırılmaktadır. Im vd. (2014) tarafından geliştirilen RALS-ADF birim kök testinin matematiksel yapısı şu şekilde ifade edilmektedir:

$$\Delta Y_t = \alpha_1 + \alpha_2 t + \beta Y_{t-1} + \sum_{j=1}^p \delta_j \Delta Y_{t-j} + \hat{w}_t' \gamma + v_t \quad (3)$$

Burada $\hat{w}_t$, artıkların yüksek dereceden momentlerini içeren bileşenler aracılığıyla tanımlanır:

$$\begin{aligned} \hat{w}_t &= h(\hat{e}_t) - \hat{K} - \hat{e}_t \hat{D}_t, h(\hat{e}_t) = [\hat{e}_t^2, \hat{e}_t^3]' \\ \hat{w}_t &= [\hat{e}_t^2 - m_2, \hat{e}_t^3 - m_3 - 3m_2 \hat{e}_t]' \end{aligned} \quad (4)$$

Buradaki ilk bileşen ($\hat{e}_t^2 - m_2$), hata terimlerinin varyansının sabit olması varsayımıyla ilgilidir ve özellikle heteroskedastisite durumunda tahminlerin etkinliğini artırmaktadır. İkinci bileşen ($\hat{e}_t^3 - m_3 - 3m_2 \hat{e}_t$) ise dağılımın simetrik olmaması veya yüksek momentlerde sapmalar bulunması halinde daha doğru sonuçlar elde edilmesini sağlar. Dolayısıyla, RALS-ADF testinde kullanılan $\hat{w}_t$ vektörü, klasik ADF testinin göz ardı ettiği normal dağılmayan artık bilgisini içermektedir.

ADF ve RALS-ADF testlerinde temel hipotez değişmemektedir: seri birim köke sahiptir. Ancak RALS-ADF t-istatistiği şu şekilde tanımlanmaktadır (Im vd., 2014):

$$\tau_{RALS-ADF} = \rho \tau_{ADF} + \sqrt{1 - \rho^2} z \quad (5)$$

Burada τ_{ADF} , standart ADF test istatistiğini; Z, standart normal dağılan bir rastgele değişkeni göstermektedir. ρ^2 , ADF ve RALS-ADF artıklarının korelasyon katsayısını ifade eder. Eğer $\rho^2 = 1$ ise, her iki testin sonuçları

birbirine eşit olmaktadır. Bu nedenle, kritik değerlere ulaşabilmek için ADF ve RALS-ADF testlerinden elde edilen hata varyansları kullanılarak ρ^2 katsayısının hesaplanması gerekmektedir.

RALS-ADL Eşbütünleşme Testi

Lee vd. (2015) tarafından geliştirilen RALS-ADL eşbütünleşme testi, normal dağılım göstermeyen artıkların dikkate alınmasıyla daha güvenilir sonuçlar elde edilmesine imkân tanımaktadır. Lee vd. (2015) çalışmalarında, kalıntı-yardımlı artırılmış en küçük kareler (RALS) eşbütünleşme testini uygulamış ve testin tercih edilme nedenlerini üç başlık altında açıklamışlardır. İlk olarak, geleneksel testlerin göz ardı ettiği normal dağılmayan hatalar RALS yaklaşımı ile modele dâhil edilmektedir. Böylece, normal dağılıma uymayan serilerde RALS tabanlı tahminlerin daha güçlü bir performans sergilediği ifade edilmektedir. İkinci olarak, RALS testleri belirli bir fonksiyonel forma bağlı kalmadan uygulanabilmektedir. Çünkü normal olmayan hata yapısı, standart testlerin varsaydığı fonksiyonel formdan sapmalara yol açarak test gücünü azaltabilmektedir. Son olarak, normal olmayan dağılımlara ilişkin bilgi sınırlı olsa bile, RALS tabanlı testlerin gücü geleneksel eşbütünleşme testlerinin açıklayıcılığına yaklaşmaktadır. Buna karşın, artıkların dağılım özellikleri modele dâhil edildiğinde RALS testleri daha üstün bir açıklama gücü sunmaktadır.

Lee vd. (2015) tarafından önerilen RALS eşbütünleşme testinde dört farklı test regresyonu dikkate alınmıştır. Bu bağlamda kullanılan testlerden biri RALS-ADL modelidir. Geleneksel ADL testi şu şekilde ifade edilmektedir:

$$\Delta y_t = d_t + \delta_1 y_{t-1} + \gamma' x_{t-1} + \phi' \Delta x_t + u_t \quad (6)$$

Burada d_t , sabit veya deterministik trendi gösteren bileşenleri ifade etmektedir. Ancak, hata terimlerinin normal dağılıma uymadığı durumlarda bu model yetersiz kalabilmektedir. Lee vd. (2015) bu sorunu gidermek amacıyla RALS-ADL testini geliştirmiştir. İlgili model şu şekilde tanımlanır:

$$\Delta y_t = d_t + \delta_1 y_{t-1} + \gamma' x_{t-1} + \phi' \Delta x_t + \theta_2 \hat{w}_{2t} + \theta_3 \hat{w}_{3t} + v_t \quad (7)$$

Bu denklemden $\delta_1 = 0$ eşbütünleşme ilişkisinin bulunmadığı boş hipotezi iken, $\delta_1 < 0$ seriler arasında eşbütünleşme ilişkisinin varlığını göstermektedir. Modelin tahmin edilmesinin ardından test istatistikleri aşağıdaki formül yardımıyla elde edilmektedir:

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

Burada τ_{ADL} , Denklem (6)’dan elde edilen test istatistiğini; $\rho = corr(\hat{v}_t, \hat{u}_t)$, hata terimleri arasındaki uzun dönem korelasyon

katsayısını göstermektedir. Z ise ortalaması sıfır ve varyansı sabit olan rastgele bir değişkendir.

BULGULAR

Tablo 2’de, değişkenlerin durağanlık özelliklerini sınamak amacıyla gerçekleştirilen RALS-ADF birim kök testine ilişkin bulgular sunulmaktadır.

Tablo 2. RALS-ADF Birim Kök Testi Sonuçları

		l	ρ^2	RALS-ADF
C	LNGIDA	9	0.386	0.689
	Δ LNGIDA	8	0.377	-7.618***
	LNTARIM	1	0.318	0.793
	Δ LNTARIM	1	0.359	-8.521***
	LNGSYIH	4	0.619	-0.624
	Δ LNGSYIH	3	0.757	-6.623***
	LNDK	1	0.543	-1.026
	Δ LNDK	1	0.616	-11.096***
	LNPETROL	1	0.328	-0.107
	Δ LNPETROL	1	0.368	-15.226***
C + T	LNGIDA	9	0.541	0.251
	Δ LNGIDA	8	0.544	-6.58***
	LNTARIM	1	0.309	1.847
	Δ LNTARIM	1	0.320	-6.744***
	LNGSYIH	4	0.123	0.469
	Δ LNGSYIH	3	0.659	-6.49***
	LNDK	1	0.556	-0.493
	Δ LNDK	1	0.677	-7.866***
	LNPETROL	1	0.319	0.866
	Δ LNPETROL	1	0.358	-8.300***

*Not: ***, %1 anlamlılık düzeyini belirtmektedir. C sabitli modeli, C+T sabitli ve trendli modeli belirtmektedir. RALS-ADF birim kök testi için kullanılan kritik değerler Hansen (1995) çalışmasında bulunmaktadır.*

Test sonuçları gerek yalnızca sabitli gerekse sabit ve trend içeren modellerde, incelenen tüm serilerin seviyelerinde durağan olmadığını; ancak birinci farkları alındığında durağan hale geldiklerini ortaya koymaktadır. Bu durum, değişkenlerin zaman serisi analizlerinde kullanılabilmesi için gerekli olan durağanlık koşulunun fark alma yoluyla sağlandığını göstermektedir. Durağanlık koşulunun sağlanmasının ardından, seriler arasındaki uzun dönemli ilişkiyi araştırmak amacıyla RALS-ADL eşbütünleşme testi uygulanmıştır. Bu analizden elde edilen sonuçlar Tablo 3’te sunulmuştur.

Tablo 3. RALS-ADL Eşbütünleşme Testi Sonuçları

	ρ^2	RALS-ADL
$LNGIDA_t = f(LNTARIM_t, LNGSYIH_t, LNDK_t, LNPETROL_t)$	C 0.600	-11.141***
	C+T 0.800	-11.396***

Not: *** sembolü, %1 anlamlılık düzeyini göstermektedir. C sabitli modeli, C+T sabitli ve trendli modeli belirtmektedir. RALS-ADL eşbütünleşme testine ait kritik değerler Lee vd. (2015) çalışmasında yer almaktadır.

Tablo 3’te verilen bulgular, modelde yer alan değişkenler arasında uzun dönemde istatistiksel olarak anlamlı bir eşbütünleşme ilişkisinin var olduğunu ortaya koymaktadır. Değişkenler arasında uzun vadeli ilişkinin tespit edilmesinin ardından, söz konusu ilişkinin yönünü ve büyüklüğünü ortaya koymak amacıyla uzun dönem katsayı tahminleri yapılmıştır. Bu tahminlere ilişkin sonuçlar Tablo 4’te raporlanmıştır:

Tablo 4. Uzun Dönem Katsayı Tahmin Sonuçları

Bağımlı Değişken: <i>LNGIDA</i>			t İst.		
	Katsayı	Std. Sapma	Değeri	Olasılık	
FMOLS	<i>LNTARIM</i>	0.244	0.066	3.691***	0.001
	<i>LNGSYIH</i>	0.680	0.051	13.313***	0.000
	<i>LNDK</i>	-0.258	0.097	-2.666**	0.012
	<i>LNPETROL</i>	0.167	0.036	-4.668***	0.000
	Sabit Terim	-7.373	1.206	-6.113***	0.000
DOLS	<i>LNTARIM</i>	0.155	0.068	2.291**	0.034
	<i>LNGSYIH</i>	0.752	0.049	15.315***	0.000
	<i>LNDK</i>	-0.232	0.095	-2.450**	0.024
	<i>LNPETROL</i>	0.221	0.056	-3.944***	0.001
	Sabit Terim	-8.302	1.185	-7.006***	0.000
CCR	<i>LNTARIM</i>	0.254	0.071	3.595***	0.001
	<i>LNGSYIH</i>	0.673	0.054	12.375***	0.000
	<i>LNDK</i>	-0.269	0.110	-2.443**	0.020
	<i>LNPETROL</i>	0.184	0.046	-3.963***	0.000
	Sabit Terim	-7.176	1.332	-5.388***	0.000

Not: *** ve ** sembollerini sırasıyla %1 ve %5 anlamlılık düzeyini belirtmektedir.

Tablo 4'te raporlanan uzun dönem katsayı tahminlerine göre, tarım, ormancılık ve balıkçılığa ilişkin ÜFE'de meydana gelen %1'lik artış, FMOLS tahmincisine göre gıda enflasyonunu %0.24, DOLS tahmincisine göre %0.15 ve CCR tahmincisine göre %0.25 oranında yükseltmektedir. Benzer şekilde, GSYİH'deki %1'lik artış, FMOLS ve CCR tahmincilerine göre gıda enflasyonunu %0.67, DOLS tahmincisine göre ise %0.75 oranında artırmaktadır. Reel efektif döviz kurunda yaşanan %1'lik artış ise tüm yöntemlerde gıda enflasyonunu düşürücü etki göstermekte; bu etki FMOLS için %0.25, DOLS için %0.23 ve CCR için %0.26 olarak tahmin edilmiştir. Son olarak, petrol fiyatlarındaki %1'lik artışın gıda enflasyonunu artırıcı yönde etkide bulunduğu görülmekte; bu etkinin büyüklüğü FMOLS tahminine göre %0.16, DOLS tahminine göre %0.22 ve CCR tahminine göre %0.18 düzeyindedir.

SONUÇ VE TARTIŞMA

Bu çalışmada, Türkiye ekonomisinde 2016:Q1–2025:Q3 dönemi için makroekonomik faktörlerin gıda enflasyonu üzerindeki etkileri RALS yöntemi kullanılarak analiz edilmiştir. Bulgular, tarım, ormancılık ve balıkçılığa ilişkin ÜFE'deki %1'lik artışın gıda enflasyonunu %0,15–0,25 oranında artırdığını; GSYİH'deki %1'lik artışın gıda enflasyonunu %0,67–0,75 oranında artırdığını göstermektedir. Bunun yanı sıra, reel efektif döviz kurundaki %1'lik artış gıda enflasyonunu %0,23–0,26 oranında düşürücü etki yaparken, petrol fiyatlarındaki %1'lik artışın gıda enflasyonunu %0,16–0,22 oranında artırdığı gözlemlenmiştir.

Bu bulgular, literatürdeki birçok çalışmanın sonuçları ile uyum göstermektedir. Özellikle Erdem (2017) ve Ulusoy ve Şahingöz (2020) çalışmalarında gıda fiyatlarının arz yönlü faktörlerden etkilendiği ve kısa dönemde fiyat artışlarının enflasyonu artırdığı tespit edilmiş; çalışmamızın ÜFE ve GSYİH etkilerine ilişkin bulguları bu sonuçlarla tutarlıdır. Aytekin ve Hatırlı (2021) ile Daşdemir (2023) çalışmaları da döviz kurunun ve ithalat fiyatlarının gıda fiyatları üzerinde belirleyici etkilerini vurgulamakta olup, bizim çalışmamızda da reel efektif döviz kurunun düşürücü etkisi literatürle örtüşmektedir.

Buna karşın bazı farklılıklar da gözlemlenmektedir. Örneğin, Şahin Kutlu (2021) çalışmasında dünya gıda fiyatları ve sanayi üretiminin gıda fiyatları üzerinde anlamlı bir etkisi olmadığı belirtilirken, çalışmamızda GSYİH (talep baskısı göstergesi) gıda enflasyonunu anlamlı şekilde artırmaktadır. Bu farklılık, çalışmamızın daha güncel dönemi kapsaması ve RALS yöntemiyle uzun dönem etkilerin daha esnek bir şekilde ölçülmüş olmasından

kaynaklanabilir. Ayrıca, Bozkurt ve Mutlu Çamoğlu (2025) çalışmasında politika faizinin kısa dönemdeki etkileri incelenmiş, ancak çalışmamızda doğrudan politika faizine yer verilmemiştir; bunun yerine makroekonomik talep ve maliyet göstergeleri ön plana çıkmaktadır.

Teorik açıdan değerlendirildiğinde, gıda enflasyonu hem arz hem de talep yönlü mekanizmalarla açıklanabilir. ÜFE’deki artış, üretim maliyetlerinin yükselmesini ve dolayısıyla fiyatlara yansımaları ifade ederken, GSYİH’deki artış talep baskısını temsil etmektedir. Döviz kuru artışı, ithal girdi maliyetlerini etkileyerek fiyatları düşürücü yönde etki yapabilir; petrol fiyatlarının artışı ise enerji maliyetleri aracılığıyla gıda fiyatlarını yükseltmektedir. Bu bulgular, gıda enflasyonunun çok boyutlu yapısını ve maliyet ile talep şoklarına karşı kırılganlığını ortaya koymaktadır.

Çalışma bulguları doğrultusunda, Türkiye’de gıda enflasyonunu kontrol altına almak için bazı politika önlemleri önerilmektedir. Öncelikle tarım, ormancılık ve balıkçılık sektörlerinde üretim maliyetlerini azaltacak ve verimliliği artıracak desteklerin sağlanması, gıda enflasyonunun yükselmesini sınırlayabilir. GSYİH kaynaklı talep baskısının etkilerini hafifletmek amacıyla makroekonomik talep yönetimi ve tüketici harcamalarını dengeleyici politikalar uygulanabilir. Döviz kuru istikrarının sağlanması, ithal girdi maliyetlerinin öngörülebilir hale gelmesi ve kur şoklarının piyasaya geçişini sınırlayacak önlemler gıda fiyatlarının istikrarlı seyretmesini destekleyebilir. Ayrıca, petrol fiyatlarındaki dalgalanmaların gıda fiyatları üzerindeki etkilerini azaltmak için enerji maliyetlerinin kontrol altında tutulması ve alternatif enerji kaynaklarının kullanımının teşvik edilmesi önemlidir. Bu kapsamda maliye, para ve enerji politikalarının koordineli bir şekilde yürütülmesi, gıda enflasyonunun uzun vadede istikrarlı bir düzeyde seyretmesine katkı sağlayacaktır.

Kaynaklar

- Aytekin, M. ve Hatırlı, S. A. (2021). Türkiye’de işlenmemiş gıda enflasyonunu etkileyen faktörlerin analizi: ARDL yaklaşımı. *Avrasya Sosyal ve Ekonomi Araştırmaları Dergisi*, 8(3), 203-216.
- Barbaros, M., Kalaycı, S. ve Bakır, D. (2019). Türkiye’de gıda ihracatı, gıda fiyatları ve enflasyon arasındaki nedenselliğin analizi. *Avrasya Uluslararası Araştırmalar Dergisi*, 7(18), 537-548. <https://doi.org/10.33692/avrasyad.595750>.
- Başkaya, S., Gürgür, T. ve Ögünç, F. (2008). Küresel ısınma, küreselleşme ve gıda krizi Türkiye’de işlenmiş gıda fiyatları üzerine ampirik bir çalışma. *Central Bank Review*, 2, 1- 32.
- Bayramoğlu, A. T. ve Koç Yurtkur, A. (2015). Türkiye’de gıda ve tarımsal ürün fiyatlarını uluslararası belirleyicileri. *Anadolu Üniversitesi Sosyal Bilimler Dergisi*, 15(2), 63-73. <https://doi.org/10.18037/ausbd.84248>.
- Boratav, K., Köse, A. H., and Yeldan, A. E. (2023). Türkiye’de derinleşen yapısal kriz eğilimi ve kâr itilimli enflasyonun dinamikleri. *İktisat ve Toplum Dergisi*, 158, 8-30.
- Bozkurt, H. ve Çamoğlu, S. M. (2025). Türkiye’de Gıda Enflasyonu Sorunsalı: Fourier Bootstrap ARDL. *Fiscaoeconomia*, 9(1), 372-390. <https://doi.org/10.25295/fsecon.1519572>.
- Daşdemir, E. (2023). Türkiye ekonomisinde döviz kurunun gıda fiyatlarına etkisi ve döviz kurunun sürdürülebilir gıda güvencesi için önemi. *Tarım Ekonomisi Araştırmaları Dergisi*, 9(1), 14-26.
- Demirağ, İ. ve Sağır, M. (2024). Gıda Fiyatları Neden Yükseliyor? Türkiye’de Üretici ve Döviz Kuru Etkisinin ARDL ile İncelemesi. *Hacettepe Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*, 42(1), 33-46. <https://doi.org/10.17065/huniibf.1288378>
- Erdem, H. F. (2017). Gıda enflasyonunun enflasyon belirsizliği üzerine etkisi. *Karadeniz Teknik Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü Sosyal Bilimler Dergisi*, 7(14), 425-436.
- Ganioğlu, A. (2017). Evidence for the explosive behavior of food and energy prices. *Implications in Terms of Inflation Expectations* (No. 17/17).
- Gómez, V. and Maravall, A. (1998). Seasonal Adjustment and Signal Extraction in Economic Time Series. *Bank of Spain Working Paper*, No. 9809.
- Hansen, B. (1995). Rethinking the Univariate Approach to Unit Root Testing. *Econometric Theory*, 11(5), 1148-1171. <https://doi.org/10.1017/S0266466600009993>.
- Im, K. S., Lee, J. and Tieslau, M. A. (2014). More powerful unit root tests with non-normal errors. In: *Festschrift in Honor of Peter Schmidt* (Sick-

- les, R., and Horrace, W. (eds)). Springer, New York. https://doi.org/10.1007/978-1-4899-8008-3_10.
- İnal, V., Canbay, S. ve Kirca, M. (2022). Determinants of food prices in Türkiye: Fourier engle Granger cointegration test. *İktisat Politikası Araştırmaları Dergisi - Journal of Economic Policy Researches*, 10(1), 133-156.
- İzgi, M. T., Mammadov, F., and Özçelebi, O. (2023). Tarım fiyatları enflasyonunun gıda güvenliğine etkisi: karadeniz çevresindeki ülkeler üzerine bir analiz. *International Congress On Eurasian Economies*, 444-450.
- Karagöl, V. (2023). Ekonomik politika belirsizliğinin gıda fiyatlarına etkisi: seçilmiş ülkeler için zamanla değişen nedensellik analizi. *İktisat Politikası Araştırmaları Dergisi*, 10(2), 409- 433. <https://doi.org/10.26650/JEPR1212094>.
- Lee, H., Lee, J. and Im, K. (2015). More powerful cointegration tests with non-normal errors. *Studies In Nonlinear Dynamics & Econometrics*, 19(4), 397-413. <https://doi.org/10.1515/snde-2013-0060>.
- Maravall, A. (2006). An Application of the TRAMO-SEATS Automatic Procedure; Direct Versus Indirect Adjustment. *Computational Statistics & Data Analysis*, 50(9), 2167-2190. <https://doi.org/10.1016/j.csda.2005.07.006>.
- Orman, C., Ögünç, F., Saygılı, S. ve Yılmaz, G. (2010). İşlenmemiş gıda fiyatlarında oynaklığa yol açan yapısal faktörler. Research and Monetary Policy Department, Central Bank of the Republic of Turkey.
- Özçelik, Ö. ve Uslu, N. (2024). Gıda enflasyonunun belirleyicileri üzerine bir analiz: Türkiye örneği. *Dumlupınar Üniversitesi Sosyal Bilimler Dergisi*, (79), 289-309. <https://doi.org/10.51290/dpusbe.1391994>.
- Şahin Kutlu, Ş. (2021). Türkiye’de gıda enflasyonunun belirleyicileri: SVAR modelinden kanıtlar. *EKEV Akademi Dergisi*, 87, 581-598.
- Tunçsiper, Ç. ve Sürekçi Yamaçlı, D. (2023). Türkiye’de gıda ve alkolsüz içecek fiyatlarının analizi: 2002-2022 dönemi nedensellik ve eş bütünleşme bulguları. *Yönetim Bilimleri Dergisi*, 21(Özel Sayı), 899-918. <https://doi.org/10.35408/comuybd.1288569>.
- TÜİK (2024). Hanehalkı tüketim harcaması, 2023. Haber Bülteni, Sayı: 53801. Erişim Tarihi: 15.09.2024, Erişim adresi: <https://data.tuik.gov.tr/Bulten/Index?p=Hanehalki-Tuketim-Harcamasi-2023-53801>.
- Ulusoy, A. ve Şahingöz, B. (2020). Türkiye’de gıda ürünleri fiyatlarının enflasyon üzerindeki etkisi. *Maliye Araştırmaları Dergisi*, 6(2), 45-56.
- Yavuz, F. (2021). *Türkiye’de gıda enflasyonu: Tarladan çatala sorunların bir göstergesi*. İstanbul: SETA Yayınları.

Petrol Fiyatları ile Hisse Senedi Fiyatları Arasındaki İlişkinin Kalıntılarla Genişletilmiş En Küçük Kareler Eşbütünleşme Yöntemi ile Analizi

Ömer Faruk Bölükbaşı¹

Özet

Bu çalışmada Türkiye ve ABD’de petrol fiyatlarının hisse senedi fiyatları üzerindeki etkileri kalıntılarla genişletilmiş en küçük kareler (RALS) eşbütünleşme yöntemi kullanılarak incelenmiştir. Finansal zaman serileri genellikle normal dağılımdan sapma eğilimindedir. Lee, Lee ve Im (2015) tarafından geliştirilen RALS eşbütünleşme yöntemi, geleneksel eşbütünleşme yöntemlerine göre normal dağılımdan sapma olması durumunda daha sağlam sonuçlar sağlamaktadır. Veri seti 2019:01-2015:06 dönemini kapsamaktadır. RALS eşbütünleşme test sonuçlarına göre petrol fiyatları ile BIST 100 endeksi arasında eşbütünleşme ilişkisi bulunmamaktadır. Buna karşılık, petrol fiyatları ile S&P 500 endeksi arasında eşbütünleşme ilişkisinin geçerli olduğu tespit edilmiştir. Elde edilen bulgular uzun dönemde petrol fiyatlarının S&P 500 endeksini negatif yönde etkilediğini göstermektedir.

GİRİŞ

Küresel finansal piyasalarda yaşanan gelişmeler yatırımcı davranışlarını etkilemektedir. Enerji piyasalarında yaşanan gelişmeler reel ekonomi kadar finansal piyasaları da etkileyen önemli unsurlardandır. Enerjinin önemli kalemlerinden biri petroldür. Petrol fiyatlarının genellikle hisse senedi fiyatlarındaki dalgalanmaları açıklamada önemli bir rolü olduğu düşünülse de bu iki önemli değişken arasındaki ilişki hakkında fikir birliği bulunmamaktadır (Kilian ve Park, 2009). Petrol fiyatlarının hisse senedi fiyatları üzerindeki olası etkilerini açıklayabilmek için etki mekanizmalarını

1 Dr. Öğr. Üyesi, Recep Tayyip Erdoğan Üniversitesi, omer.bolukbasi@erdogan.edu.tr, ORCID ID: 0000-0002-0106-0713

ele almak gereklidir. Huang vd. (1996) petrol fiyatlarındaki artışın petrolü girdi olarak kullanan firmaların gelirlerini azaltması ile hisse senedi fiyatlarının etkin piyasasının geçerli olduğu durumda kısa dönem için azalacağını ifade etmişlerdir. Petrol fiyatlarındaki değişimlerine karşı hisse senedi fiyatlarının verdiği tepkiyi nakit akışları ile açıklamaya çalışan Jones ve Kaul (1996) ABD ve Kanada hisse senedi fiyatlarının petrol şoklarına verdikleri tepkilerin nakit akışları ile açıklanabildiği ancak İngiltere ve Japonya’da petrol fiyatlarındaki değişimlerin nakit akışlarındaki değişimlerle açıklanamayacak kadar hisse senedi fiyatlarını değiştirdiklerini göstermişlerdir. Kilian ve Park (2009) petrol fiyatlarında meydana gelen talep şokunun hisse senedi fiyatlarını negatif etkileyebilmesinin petrol arzında yaşanabilecek olumsuz beklentiler ile gerçekleşebileceğini ifade etmişlerdir. Narayan (2010) üretim maliyetlerindeki artışın hisse senedi fiyatlarını azaltacağını ileri sürmelerine rağmen analiz ettikleri ülkenin iç dinamiklerini neden göstererek petrol fiyatlarındaki artışın hisse senedi fiyatları üzerinde pozitif etkisi olduğunu göstermişlerdir.

Bu bağlamda çalışmanın temel amacı, petrol fiyatlarının Türkiye ve ABD hisse senedi piyasalarını uzun dönemde nasıl etkilediğini ortaya çıkarmaktır. Bu çerçevede Brent petrol fiyatları ile Borsa İstanbul 100 endeksi arasındaki ve petrol fiyatları ile S&P 500 endeksi arasındaki uzun dönemli ilişkiler incelenmektedir. Mevcut literatürde bu ilişki farklı zaman aralıklarında ve yöntemlerle analiz edilmiştir. Bu çalışmada uzun dönem ilişkisi Lee, Lee ve Im (2015) tarafından geliştirilen geleneksel eşbütünleşme yöntemi olan Engle-Granger yöntemine göre daha güçlü olan kalıntılarla genişletilmiş EKK (RALES) eşbütünleşme yöntemi ile incelenmiştir. Lee, Lee ve Im (2015) geliştirdikleri yaklaşım ile normallik varsayımının yerine gelmemesi durumunda da daha güçlü bir test elde ettiklerini göstermişlerdir. Finansal serilerin genellikle normallikten sapması dikkate alındığında çalışmada kullanılan ekonometrik yöntemin ampirik literatüre güncel bir yöntem olması dolayısı ile katkı sunması amaçlanmıştır.

Çalışmanın ampirik literatüre başlıca özgün katkısı, RALES koentegrasyon yönteminin Türkiye ve ABD borsaları ile petrol fiyatları arasındaki olası uzun dönem ilişkisinin analiz edilmesi için uygulanmasıdır. Böylece RALES yöntemi ile, normal dağılım sağlanmasa da robust tahminler elde edilebilmektedir. Çalışmada Türkiye ve ABD borsalarına yer verilerek iki ülkenin borsalarının petrol fiyatlarındaki değişimlere verdiği tepkinin karşılaştırılmasına olanak sağlanmıştır. Bu yönüyle çalışmada güncel yöntem kullanılmasının yanı sıra farklı piyasa dinamiklerini karşılaştırma imkanı elde edilmiştir. Çalışmada analiz 2019:01–2025:06 dönemine ait aylık verilerle gerçekleştirilmiş olup

bu sayede Covid-19 pandemi dönemi ve sonrasındaki piyasa dinamikleri dikkate alınması sağlanmıştır.

Çalışmanın devamında birinci bölümde ilgili ampirik literatür yer almıştır. İkinci bölümde veri seti tanımlanmış ve ekonometrik yöntem açıklanmıştır. Üçüncü bölümde ampirik bulgular sunulmuş olup ardından dördüncü bölüm olan sonuç ve değerlendirme yer almaktadır.

1. LİTERATÜR

Çalışmanın literatür bölümünde ampirik çalışmalar özetlenmiş ve ülke gruplarına ve kullanılan yöntemlere göre çalışmalardan elde edilen bulgular değerlendirilmiştir. Gerçekleştirilen ampirik çalışmaların, bulgular bakımından gerek gelişmiş gerekse de gelişmekte olan ülkeler için farklı dönemlerde ve yöntemler ile dikkat çekici sonuçlar ortaya çıkardığı gözlemlenmiştir.

Arouri ve Fouquau (2009) körfez ülkeleri için petrol fiyatları ile hisse senedi fiyatları arasındaki ilişkiyi inceledikleri çalışmadan elde ettikleri bulgular Katar, Umman ve BAE’de hisse senedi fiyatlarının petrol fiyat artışlarına pozitif tepki verdiği, Bahreyn, Kuveyt ve Suudi Arabistan hisse senedi piyasalarının anlamlı tepki vermediği yönündedir. Filis vd. (2011) DCC-GARCH yöntemiyle petrol fiyatlarının hisse senedi fiyatları üzerindeki etkisini petrol ihraç eden ve ithal eden ülkeler bazında incelemişler ve petrol fiyatlarının bu bağlamda hisse senedi fiyatları üzerindeki etkilerinin farklı olmadığı sonucuna ulaşmışlardır. Benzer şekilde Wang vd. (2013) ülkeleri petrol ihraç eden ve ithal eden olarak gruplandırmışlar ve petrol fiyatı şoklarının hisse senedi fiyatları üzerindeki etkilerini SVAR yaklaşımı ile analiz etmişlerdir. Wang vd. (2013) Petrol fiyatlarındaki talep yönlü belirsizliğin petrol ihraç edilen ülkelerde daha belirgin ve kalıcı olduğunu ifade etmişlerdir.

Park ve Ratti (2008) VAR modeli ile petrol fiyat şoklarının hisse senedi getirileri üzerindeki etkilerini 13 AB ülkesi ve ABD için araştırmış, petrol fiyat şoklarının hisse senedi getirilerini anlamlı bir şekilde etkilediği sonucuna ulaşmışlardır. Apergis ve Miller (2009) Avustralya, Kanada, Fransa, Almanya, İtalya, Japonya, İngiltere ve ABD’de petrol şoklarının hisse senedi fiyatları üzerindeki etkilerini VAR modeli ile incelemişlerdir ve etkinin zayıf olduğu yönünde bulguya varmışlardır. Avrupa ülkelerine odaklanan Arouri ve Nguyen (2010), Avrupa ülkelerinde petrol fiyatları ile hisse senedi fiyatları arasında anlamlı ilişkiler tespit etmiş, özellikle petrol ve gaz yoğun sektörlerin fiyat değişimlerine daha pozitif tepki verdiğini ortaya koymuştur. Gelişmiş ülke ekonomilerine üzerine gerçekleştirilen çalışmada

Diaz vd. (2016) G7 ülkelerinde hisse senedi getirilerinin petrol fiyatındaki oynaklığa verdiği tepkiyi VAR modeli ile analiz etmişlerdir. Diaz vd. (2016) Fiyat oynaklığındaki artışın hisse senedi getirileri üzerindeki etkisinin negatif olduğunu göstermişlerdir.

Bouri (2015) petrol fiyatları ile hisse senedi fiyatları arasındaki ilişkiyi Lübnan ekonomisi için 1998-2014 dönemini kapsayan haftalık veriler ile VAR-GARCH yaklaşımını kullanarak incelemişlerdir. Bouri vd. (2015) petrol fiyatından hisse senedi piyasasına tek yönlü geçiş etkisi tespit etmişlerdir. Ghosh ve Kanjilal (2016) Hindistan için uyguladıkları eşikli eşbütünleşme testi sonucu 2008 yılı sonrası için değişkenlerin eşbütünleşme ilişkisinin geçerli olduğunu, yine 2008 sonrası için petrol fiyatından hisse senedi fiyatlarına doğru nedensellik tespit etmişlerdir. Anand ve Paul (2021) petrol şokları ile hisse senedi piyasası arasındaki ilişkiyi Hindistan ekonomisinin 2003-2020 dönemi için inceledikleri çalışmanın TVP-SVAR-SV bulguları petroldeki talep yönlü şoklardan hisse senedi getirilerinin etkilendiği yönündendir.

Aloui vd. (2012) 25 yükselen piyasa ekonomisi için gerçekleştirdikleri analiz sonucunda petrol fiyatındaki değişimlerin hisse senedi getirileri üzerindeki etkisinin ülkenin petrole olan bağımlılığına göre değiştiğini ifade etmişlerdir. Mensi vd. (2014) küresel ekonomik koşulların hisse senedi piyasalarına etkilerini kantil regresyon yaklaşımı ile incelemişlerdir. Mensi vd. (2014) BRICS ülkelerinin yer aldığı analizde Güney Afrika dışındaki ülkelerde ilişki olmadığı sonucunu ortaya koymuşlardır. Gupta ve Modise (2013) Güney Afrika için yapısal VAR modeli kullanarak petrol fiyatının hisse senedi fiyatları üzerindeki etkisini incelemişlerdir. Gupta ve Modise (2013) Küresel ekonomik görünümün iyi olduğu zamanlarda değişkenler arasındaki ilişkiyi pozitif bulurlarken, arz şoku olan durumda negatif etkileri olduğunu tespit etmişlerdir. Narayan ve Narayan (2010) benzer bir bulgu ile petrol fiyatındaki artışın Vietnam hisse senedi piyasasını olumlu etkilediği sonucuna ulaşmışlardır. Bu iki çalışmaya benzer olarak Mahmoudi ve Ghancei (2022) Kanada hisse senedi piyasasının pozitif getiri olan dönemde petrol fiyatından negatif etkilendiğini, getirinin negatif olduğu dönemde pozitif etkilendiğini tespit etmişlerdir.

Türkiye ekonomisi üzerine yapılan çalışmalardan İşcan (2010) petrol fiyatları ile hisse senedi fiyatları arasında anlamlı bir ilişki tespit etmemiştir. Kapusuzoğlu (2011) hisse senedi fiyatları ile petrol fiyatı arasında uzun dönemli ilişki olduğunu, hisse senedi fiyatlarından petrol fiyatına doğru nedensellik ilişkisi tespit ettikleri bulgu ile nedensellik bağlamında Abdioğlu ve Değirmenci (2014) de genel beklentinin aksine hisse senedinden petrol

fiyatı yönünde nedensellik ilişkisi tespit etmişlerdir. Altıntaş ve Kassouri (2021) NARDL modelini tahmin ettikleri analiz sonuçları doğrultusunda petrol fiyatındaki arz şokunun hisse senedi fiyatlarını olumsuz etkilediğini ifade etmişlerdir.

2. VERİ SETİ ve EKONOMETRİK YÖNTEM

2.1. Veri Seti

Petrol fiyatları ile hisse senedi fiyatları arasındaki uzun dönemli ilişkinin analiz edildiği bu çalışmada hisse senedi fiyatlarını temsilen BIST 100 ve S&P 500 endekslerine yer verilmiştir. Çalışmanın analiz edilen dönemi 2019:01 ile 2025:06 arasını kapsamaktadır. Değişkenlerin tamamı investing.com web sayfasından elde edilmiştir. Değişkenlerin logaritmaları alınmıştır. Değişkenlerin kısaltma ve veri kaynakları Tablo 1’de sunulmuştur.

Tablo 1. Değişken Tanımları

Değişkenler	Tanım	Kısaltma	Verinin Kaynağı
BIST 100	Borsa İstanbul 100 endeksi	LBist	Investing.com
S&P 500	Standard & Poor’s 500 endeksi	LSP	Investing.com
Petrol	Brent petrol fiyatı	LPetrol	Investing.com

Tanımlayıcı istatistikleri Tablo 2’de özetlenmiştir.

Tablo 2. Tanımlayıcı İstatistikler

Değişkenler	Gözlem Sayısı	Ortalama	Standart Sapma	Jarque-Bera	Jarque-Bera (prob)
LBist	78	7.95	0.91	9.21	0.009
LSP	78	8.31	0.23	2.87	0.238
LPetrol	78	4.24	0.28	33.34	0.000

Değişkenlerin normal dağılıma uygunluğu Jarque-Bera testi ile sınanmıştır. Jarque-Bera test sonuçlarına göre LSP değişkeni normal dağılırken, LBist ve LPetrol değişkenleri normal dağılım özelliği göstermemektedir.

2.2. Ekonometrik Yöntem

Geleneksel Engle-Granger (1987) eşbütünleşme testinin uygulama pratikliğine rağmen testin gücünün alternatiflerine göre düşük olması eleştirileri de beraberinde getirmiştir (Yılancı ve Aydın, 2018). Lee, Lee ve Im (2015), geleneksel eşbütünleşme yöntemi olan Engle-Granger (EG)

yaklaşımına artıkların yüksek derecelerden momentlerini dahil ederek testin gücünün arttığını ortaya koyan yeni bir eşbütünleşme yaklaşımı önermişlerdir. Lee, Lee ve Im (2015) tarafından önerilen bu yaklaşımla hem geleneksel Engle-Granger yaklaşımındaki uygulama pratikliği korunmuş hem de artıkların momentleri test denklemlerine dahil edilerek normal dağılıma uymayan koşullarda bile testin gücünün artacağı bir yaklaşım geliştirilmiştir. Böylece normal dağılıma genellikle uymayan finansal ve emtia değişkenleri ile gerçekleştirilen analiz sonuçları daha güvenilir tahmin sonuçları verecektir. Lee, Lee ve Im (2015) kalıntılarla genişletilmiş en küçük kareler (RALS) eşbütünleşme yaklaşımının ilk aşaması geleneksel Engle-Granger eşbütünleşme testinin gerçekleştirilmesidir. EG test denkleminde elde edilen artıkların ikinci ve üçüncü momentleri ile test denklemi genişletilerek RALS eşbütünleşme test denklemleri elde edilir. Benzer işlem adımları RALS-ECM modeli için de geçerlidir. ADL test denklemlerinden elde edilen artıkların ikinci ve üçüncü momentlerinin test denklemlerine eklenmesi ile de RALS ADL test denklemi elde edilmektedir. Lee, Lee ve Im (2015) RALS-ECM, RALS-EG, RALS-ADL ve RALS-EG yaklaşımının modifiye edilmiş formu olan RALS-EG2 yöntemleri için test denklemlerini oluşturmuşlar ancak RALS-ECM, RALS-EG tablo kritik değerlerini oluşturamamışlardır. Bu nedenlerden dolayı çalışmada RALS – ADL ve RALS-EG2 yaklaşımları ile eşbütünleşme ilişkisi araştırılmıştır. Hepsağ (2022) izlenerek oluşturulan RALS – ADL ve RALS-EG2 test denklemleri aşağıda ifade edilmiştir.

$$\Delta LBist_t = d_t + \delta LBist_{t-1} + \phi \Delta LPetrol_t + \sum_{i=1}^k \alpha_i \Delta LBist_{t-i} + \gamma_2 \hat{w}_{2t} + \gamma_3 \hat{w}_{3t} + u_t \quad (1)$$

$$\Delta LSP_t = d_t + \delta LSP_{t-1} + \phi \Delta LPetrol_t + \sum_{i=1}^k \alpha_i \Delta LSP_{t-i} + \gamma_2 \hat{w}_{2t} + \gamma_3 \hat{w}_{3t} + u_t \quad (2)$$

$$\Delta \hat{u}_t = d_t + \delta \hat{u}_{t-1} + \phi \Delta LPetrol_t + \sum_{i=1}^k \alpha_i \Delta \hat{u}_{t-i} + \gamma_2 \hat{w}_{2t} + \gamma_3 \hat{w}_{3t} + u_t \quad (3)$$

1 ve 2 numaralı denklemler RALS-ADL denklemlerini ifade eder. LBist ve LSP için RALS-EG2 test denklemlerini 3 numaralı denklem ifade etmektedir. d_t deterministik bileşenleri ifade eder. Denklemlerdeki $\hat{w}_{2t}$, ve $\hat{w}_{3t}$ ilk aşamadaki ADL ve EG2 test denklemlerinden elde edilen artıkların kullanılması ile elde edilir ve sırası ile aşağıda ifade edilmiştir.

$$\hat{w}_{2t} = \hat{\varepsilon}_t^2 - m_2 \quad (4)$$

$$\hat{w}_{3t} = \hat{\varepsilon}_t^3 - m_3 - 3m_2 \hat{\varepsilon}_t \quad (5)$$

4 ve 5 numaralı denklemlerdeki m_2 ve m_3 ilk aşamadaki ADL ve EG2 test denklemlerinden elde edilen artıkların ikinci ve üçüncü momentleri ifade etmektedir. 1 ve 2 numaralı RALS-ADL modellerinin ve 3 numaralı denklemedeki RALS-EG2 modelinin test istatistikleri sırası ile aşağıda gösterilmiştir (Hepsağ, 2022).

$$\tau_{RALS-ADL} = \rho\tau_{ADL} + \sqrt{1-\rho^2}Z \quad (6)$$

$$\tau_{RALS-EG2} = \rho\tau_{EG2} + \sqrt{1-\rho^2}Z \quad (7)$$

6 ve 7 numaralı denklemlerdeki ρ uzun dönem korelasyon katsayısını ifade etmektedir. 6 ve 7 numaralı denklemlerde ifade edilen test istatistikleri Lee, Lee ve Im (2015) çalışmasındaki tablo kritik değerleri ile karşılaştırılır. Lee, Lee ve Im (2015) korelasyon katsayısının karesinin farklı değerlerine göre ve test denkleminin trend içerip içermemesine göre tablo kritik değerlerini oluşturmuşlardır. Test istatistikleri mutlak değer olarak tablo kritik değerinden büyük ise eşbütünleşmenin olmadığını ileri süren sıfır hipotezi reddedilir ve eşbütünleşme ilişkisinin olduğu sonucuna varılır.

3. BULGULAR

Çalışmada ilk olarak eşbütünleşme analizine geçmeden önce değişkenlerin durağanlık özellikleri incelenmiştir. Eşbütünleşme analizlerinin gerçekleştirilebilmesinin uygunluğu için değişkenlerin durağanlık mertebelerinin belirlenmesi önem arz etmektedir. Birim kök test sonuçları tablo 3'te sunulmuştur. Geleneksel Genişletilmiş Dickey-Fuller (1979) (ADF) birim kök test sonuçlarına göre değişkenler seviyelerinde birim kök içerirken birinci farkları alındığında durağan olmuşlardır. Hata terimlerinin normal dağılmadığı durumda da test sonuçları güvenilir ve daha güçlü olan RALS-ADF birim kök test (Im, Lee & Tieslau, 2014) sonuçları ADF birim kök test sonuçlarını destekler niteliktedir. Birim kök test sonuçları değişkenlerin I(1) düzeyinde olduklarını ve RALS-EG2 ve RALS-ADL eşbütünleşme analizleri için uygun olduklarını göstermektedir.

Tablo 3: Birim Kök Test Sonuçları

Değişkenler	ADF		RALS-ADF	
	Seviyesinde	1. Farkında	Seviyesinde	1. Farkında
LBist	1.0575 (0.997)	-9.836*** (0.000)	-0.026 ($\rho^2 = 0.941$)	-7.412*** ($\rho^2 = 0.862$)
LSP	0.072(0.962)	-9.538*** (0.000)	-1.011 ($\rho^2 = 0.761$)	-9.945*** ($\rho^2 = 0.632$)
LPetrol	-2.488(0.120)	-10.018*** (0.000)	-2.008 ($\rho^2 = 0.546$)	-7.813*** ($\rho^2 = 0.563$)

Not: ADF test sonuçlarında raporlanan parantez içindeki değerler ADF test istatistiklerinin olasılık değerleridir. *, **, *** sırası ile %10, %5 ve %1 anlamlılık düzeylerini ifade eder. RALS-ADF test istatistikleri Im, Lee ve Tieslau (2014) çalışmasındaki kritik değerler ile karşılaştırılmıştır. $\rho^2 = 0.5$, $\rho^2 = 0.6$, $\rho^2 = 0.7$, $\rho^2 = 0.8$, $\rho^2 = 0.9$ için %1, %5 ve %10 anlamlılık düzeyleri için kritik değerler sırası ile (-3.247, -2.596, -2.266), (-3.279, -2.662, -2.337), (-3.344, -2.732, -2.419), (-3.391, -2.781, -2.465), (-3.444, -2.845), (2.529) RALS-ADF test istatistikleri ile karşılaştırılmıştır.

Tablo 4: RALS Eşbütünleşme Test Sonuçları

	RALS-EG2		RALS-ADL	
	Sabitli	Trendli	Sabitli	Trendli
LBist- LPetrol	-0.629 ($\rho^2 = 0.714$)	-2.179 ($\rho^2 = 0.585$)	-0.627 ($\rho^2 = 0.751$)	-2.114 ($\rho^2 = 0.643$)
LSP- LPetrol	-0.215 ($\rho^2 = 0.943$)	-3.217* ($\rho^2 = 0.652$)	-0.178 ($\rho^2 = 0.747$)	-3.174* ($\rho^2 = 0.688$)

Not: *, **, *** sırası ile %10, %5 ve %1 anlamlılık düzeylerini ifade eder. Lee, Lee ve Im (2015) çalışmasındaki tablo kritik değerleri RALS-EG2 sabitli modelinin $\rho^2 = 0.7$, $\rho^2 = 0.9$ %1, %5 ve %10 anlamlılık düzeyleri için kritik değerler sırası ile (-3.748, -3.151, -2.827), (-3.892, -3.306, -2.986). Trendli modelinin $\rho^2 = 0.6$ %1, %5 ve %10 anlamlılık düzeyleri için kritik değerler sırası ile (-4.059, -3.428, -3.103). RALS-ADL sabitli modelinin $\rho^2 = 0.7$ %1, %5 ve %10 anlamlılık düzeyleri için kritik değerler sırası ile (-3.625, -3.020, -2.690). Trendli modelinin $\rho^2 = 0.6$, $\rho^2 = 0.7$ %1, %5 ve %10 anlamlılık düzeyleri için kritik değerler sırası ile (-3.959, -3.310, -2.983), (-4.079, -3.450, -3.109).

Eşbütünleşme test sonuçları tablo 4'te özetlenmiştir. Değişkenler arasındaki eşbütünleşme ilişkisini test etmek amacıyla RALS-EG2 ve RALS-ADL testleri uygulanmıştır. LBist ve LPetrol değişkenleri arasında eşbütünleşme ilişkisinin olup olmadığı sabitli, sabitli ve trendli modeller ile araştırılmıştır. RALS-EG2 ve RALS-ADL test istatistikleri hem sabitli hem de sabitli trendli modellerde istatistiksel olarak anlamsızdır. Elde edilen bulgular LBist ve LPetrol değişkenleri arasında eşbütünleşme ilişkisi olmadığını ortaya koymaktadır.

Tablo 5: Uzun Dönem DOLS Tahmin Sonuçları

Değişkenler	LSP	Olasılık
Loil	-0.223***	(0.0008)
Sabit	8.315***	(0.0000)
Trend	0.010***	(0.0000)

*Not: *, **, *** sırası ile %10, %5 ve %1 anlamlılık düzeylerini ifade eder.*

LSP ve LPetrol değişkenleri arasında eşbütünleşme ilişkisinin geçerli olup olmadığı için gerçekleştirilen RALS-ADL ve RALS-EG2 test sonuçlarına göre, elde edilen RALS-EG2 ve RALS-ADL test istatistikleri trendli modelde %10 anlamlılık düzeyinde eşbütünleşme ilişkisini desteklemektedir. Bu bulgu, S&P 500 endeksi ile petrol fiyatları arasında istatistiksel olarak anlamlı bir eşbütünleşme ilişkisi olduğunu göstermektedir. LSP ve LPetrol değişkenleri arasındaki uzun dönemli ilişkinin yönü ve büyüklüğü Yılabıcı ve Aydın (2018) çalışmasında kullanılan uzun dönem tahmin yöntemlerinden biri olan dinamik en küçük kareler (DOLS) tahmin yöntemi ile elde edilmiştir. DOLS tahmin sonuçları tablo 5'te sunulmuştur. Elde edilen bulgu, petrol fiyatlarındaki %1'lik bir artışın uzun dönemde S&P 500 endeksinde %0.223 oranında azalışa yol açtığını göstermektedir. Negatif işaretli olan katsayı istatistiksel olarak %1 anlamlılık düzeyinde anlamlıdır. Modelde yer alan sabit ve trend katsayıları da istatistiksel olarak anlamlıdır.

4.SONUÇ

Bu çalışmada, 2019:01 – 2025:06 dönemine ait aylık veriler kullanılarak Brent petrol fiyatları ile hisse senedi piyasaları arasındaki eşbütünleşme ilişkisi Türkiye ve ABD ülke ekonomileri üzerinden ele alınmıştır. Finansal zaman serilerinin genellikle normal dağılmama durumu dikkate alınarak eşbütünleşme analizi Lee, Lee ve Im (2015) tarafından geliştirilen RALS-EG2 ve RALS-ADL yöntemleri ile gerçekleştirilmiştir.

Elde edilen bulgular petrol fiyatları ile BIST 100 endeksi arasında bir eşbütünleşme ilişkisi bulunmadığını göstermektedir. Buna karşın S&P 500 endeksi ile petrol fiyatları arasında negatif yönlü ve istatistiksel olarak anlamlı bir uzun dönem ilişkisi tespit edilmiştir. Analiz sonuçları gelişmekte olan ülkeler ile gelişmiş piyasalar arasında petrol fiyatlarına verilen tepkilerin farklılaştığını ortaya koymaktadır. Türkiye örneğindeki bulgular literatürde yer alan bazı ampirik çalışmalarla uyumludur. Çalışmamızdan elde edilen bulgulara benzerlik gösteren İşcan (2010) çalışmasında petrol fiyatları ile hisse senedi fiyatları arasında anlamlı bir ilişki olmadığını göstermiştir.

Kapusuzoğlu (2011) ise petrol fiyatı ile hisse senedi fiyatı arasında uzun dönemli bir eşbütünleşme ilişkisi tespit etmiş olmasına rağmen nedenselliğin hisse senedi fiyatlarından petrol fiyatına doğru olduğunu ifade etmiştir. Abdioğlu ve Değirmenci (2014) çalışması da Kapusuzoğlu (2011) çalışmasını destekler niteliktedir. Mensi vd. (2014) BRICS ülkeleri arasında sadece Güney Afrika'da anlamlı bir ilişki bulmuştur. Mensi vd. (2014) çalışması da Türkiye ekonomisine benzer gelişmekte olan ülke ekonomilerinde anlamlı bir eşbütünleşme ilişkisi olmadığını tespit etmeleri çalışmadan elde edilen bulguları destekler niteliktedir.

ABD ekonomisi için bu çalışmada tespit edilen uzun dönemli ve negatif yönlü ilişki, literatürde yer alan çeşitli ampirik çalışmaların bulguları ile tutarlılık göstermektedir. Park ve Ratti (2008), ABD ve 13 Avrupa Birliği ülkesi için gerçekleştirdikleri analizde petrol fiyat şoklarının hisse senedi getirilerini anlamlı şekilde etkilediğini belirtmişlerdir. Bu çalışmada etkilerin yönüne ilişkin net bir sonuç olmamakla birlikte, çalışmamızda elde edilen negatif yönlü bulgu, gelişmiş ülke piyasalarında petrol fiyatındaki değişimlerin uzun dönemde finansal piyasalar üzerinde olumsuz etkileri olduğunu ifade etmektedir. Nitekim Diaz vd. (2016), G7 ülkelerinde petrol fiyatlarındaki oynaklığın hisse senedi getirileri üzerinde anlamlı ve negatif etkiler yarattığını ortaya koymuştur.

Ayrıca, literatürde birçok çalışmada petrol fiyatlarının etkisinin ülke gruplarına, enerji bağımlılığına ve ekonomik yapıya göre değiştiği vurgulanmaktadır. Arouri ve Fouquau (2009), Körfez ülkeleri için yaptıkları çalışmada bazı ülkelerde pozitif, bazılarında ise anlamsız etkiler olduğunu göstermiştir. Wang vd. (2013) ise petrol ihraç eden ve ithal eden ülkeler arasında petrol fiyatlarının etkisinin farklılaştığını belirtmişlerdir.

S&P 500 endeksi ile petrol fiyatları arasında negatif yönlü ve istatistiksel olarak anlamlı bir ilişki tespit edilmesi küresel finansal piyasaların enerji fiyatlarına olan duyarlılığını yansıtmaktadır. Petrol fiyatlarının S&P 500 endeksi üzerinde uzun dönemde negatif yönde etkili olması, petrolün üretimin önemli bir maliyet girdisi olmaya devam ettiğini göstermektedir. Petrol fiyatındaki artışın uzun dönemde S&P 500 endeksini negatif yönde etkilemesi bu kapsamda yatırımcılar tarafından dikkate alınmalıdır. Enerji fiyatlarındaki değişimlerin hisse senedi piyasaları üzerindeki olası etkilerinin ülkelere göre farklılık göstermesi aynı zamanda ülkelerin hisse senedi piyasalarının küresel gelişmeler kadar kendi iç dinamiklerine göre de değişkenlik gösterdiği anlamına gelmektedir. Çalışmada incelenen dönem Covid-19 pandemisi ve sonrası dönem ile Rusya-Ukrayna savaşı dönemini kapsamaktadır. Hem incelenen dönemin hem de ekonometrik yöntemin

güncel olması, petrol fiyatları ile hisse senedi fiyatları arasındaki ilişkinin analizinden elde edilen bulguların güncel olmasına ve güvenilir bir şekilde yorumlanmasına olanak sağlamıştır. Gelecek çalışmalarda enerji fiyatlarını temsilen petrol fiyatı değişkeni ile elektrik, doğalgaz değişkenleri, farklı ülke ekonomilerinin hisse senedi piyasaları ve sektörel analizler yapılabilir.

Kaynakça

- Abdioğlu, Z., & Değirmenci, N. (2014). Petrol fiyatları-hisse senedi fiyatları ilişkisi: BIST sektörel analiz. *Kafkas Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*, 5(8), 1-24.
- Aloui, C., Nguyen, D. K., & Njeh, H. (2012). Assessing the impacts of oil price fluctuations on stock returns in emerging markets. *Economic Modelling*, 29(6), 2686-2695. <https://doi.org/10.1016/j.econmod.2012.08.010>
- Altıntaş, H., & Kassourı, Y. (2021). Petrol fiyatları, parasal ve döviz kuru şoklarının hisse senedi fiyatlarına asimetric etkisi: Türkiye için NARDL. *Ömer Halisdemir Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*, 14(4), 1388-1410. <https://doi.org/10.25287/ohuiibf.877384>
- Anand, B., & Paul, S. (2021). Oil shocks and stock market: Revisiting the dynamics. *Energy Economics*, 96, 105111. <https://doi.org/10.1016/j.eneco.2021.105111>
- Apergis, N., & Miller, S. M. (2009). Do structural oil-market shocks affect stock prices?. *Energy economics*, 31(4), 569-575. <https://doi.org/10.1016/j.eneco.2009.03.001>
- Arouri, M. E. H., & Fouquau, J. (2009). On the short-term influence of oil price changes on stock markets in GCC countries: Linear and nonlinear analyses. *Economics Bulletin*, 29(2), 795-804. <https://hal.science/hal-00822012/>
- Arouri, M. E. H., & Nguyen, D. K. (2010). Oil prices, stock markets and portfolio investment: Evidence from sector analysis in Europe over the last decade. *Energy policy*, 38(8), 4528-4539. <https://doi.org/10.1016/j.enpol.2010.04.007>
- Bouri, E. (2015). Return and volatility linkages between oil prices and the Lebanese stock market in crisis periods. *Energy*, 89, 365-371. <https://doi.org/10.1016/j.energy.2015.05.121>
- Diaz, E. M., Molero, J. C., & De Gracia, F. P. (2016). Oil price volatility and stock returns in the G7 economies. *Energy Economics*, 54, 417-430. <https://doi.org/10.1016/j.eneco.2016.01.002>
- Dickey, D. A., & Fuller, W. A. (1979). Distribution of the estimators for autoregressive time series with a unit root. *Journal of the American Statistical Association*, 74(366), 427-431. <https://doi.org/10.2307/2286348>
- Engle, R. F., & Granger, C. W. (1987). Co-integration and error correction: representation, estimation, and testing. *Econometrica: journal of the Econometric Society*, 55(2), 251-276. <https://doi.org/10.2307/1913236>
- Filis, G., Degiannakis, S., & Floros, C. (2011). Dynamic correlation between stock market and oil prices: The case of oil-importing and oil-exporting countries. *International review of financial analysis*, 20(3), 152-164. <https://doi.org/10.1016/j.irfa.2011.02.014>

- Ghosh, S., & Kanjilal, K. (2016). Co-movement of international crude oil price and Indian stock market: Evidences from nonlinear cointegration tests. *Energy Economics*, 53, 111-117. <https://doi.org/10.1016/j.eneco.2014.11.002>
- Gupta, R., & Modise, M. P. (2013). Does the source of oil price shocks matter for South African stock returns? A structural VAR approach. *Energy Economics*, 40, 825-831. <https://doi.org/10.1016/j.eneco.2013.10.005>
- Hepsağ, A. (2022). *Ekonometrik zaman serileri analizlerinde güncel yöntemler (WinRats Uygulamalı)*. İstanbul: DER Yayınları.
- Huang, R. D., Masulis, R. W., & Stoll, H. R. (1996). Energy shocks and financial markets. *The Journal of Futures Markets*, 16(1), 1-27. <https://ssrn.com/abstract=900741>
- Im, K. S., Lee, J., & Tieslau, M. A. (2014). More powerful unit root tests with non-normal errors. In *Festschrift in honor of Peter Schmidt: Econometric methods and applications* (pp. 315-342). New York, NY: Springer New York. https://doi.org/10.1007/978-1-4899-8008-3_10
- İşcan, E. (2010). Petrol fiyatının hisse senedi piyasası üzerindeki etkisi. *Maliye Dergisi*, 158, 607-617.
- Jones, C. M., & Kaul, G. (1996). Oil and the stock markets. *The Journal of Finance*, 51(2), 463-491. <https://doi.org/10.1111/j.1540-6261.1996.tb02691.x>
- Kapusuzoglu, A. (2011). Relationships between oil price and stock market: An empirical analysis from Istanbul Stock Exchange (ISE). *International Journal of Economics and Finance*, 3(6), 99-106. <http://dx.doi.org/10.5539/>
- Kilian, L., & Park, C. (2009). The impact of oil price shocks on the U.S. stock market. *International Economic Review*, 50(4), 1267-1287. <https://doi.org/10.1111/j.1468-2354.2009.00568.x>
- Lee, H., Lee, J., & Im, K. (2015). More powerful cointegration tests with non-normal errors. *Studies in Nonlinear Dynamics & Econometrics*, 19(4), 397-413. <https://doi.org/10.1515/sndc-2013-0060>
- Mahmoudi, M., & Ghaneci, H. (2022). Detection of structural regimes and analyzing the impact of crude oil market on Canadian stock market: Markov regime-switching approach. *Studies in Economics and Finance*, 39(4), 722-734. <https://doi.org/10.1108/SEF-09-2021-0352>
- Mensi, W., Hammoudeh, S., Reboredo, J. C., & Nguyen, D. K. (2014). Do global factors impact BRICS stock markets? A quantile regression approach. *Emerging Markets Review*, 19, 1-17. <https://doi.org/10.1016/j.ememar.2014.04.002>
- Narayan, P. K., & Narayan, S. (2010). Modelling the impact of oil prices on Vietnam's stock prices. *Applied Energy*, 87(1), 356-361. <https://doi.org/10.1016/j.apenergy.2009.05.037>

- Park, J., & Ratti, R. A. (2008). Oil price shocks and stock markets in the US and 13 European countries. *Energy economics*, 30(5), 2587-2608. <https://doi.org/10.1016/j.eneco.2008.04.003>
- Wang, Y., Wu, C., & Yang, L. (2013). Oil price shocks and stock market activities: Evidence from oil-importing and oil-exporting countries. *Journal of Comparative economics*, 41(4), 1220-1239. <https://doi.org/10.1016/j.jce.2012.12.004>
- Yılancı, V., & Aydın, M. (2018). TÜRKİYE'DE KADIN OKULLAŞMASI-NIN EKONOMİK BÜYÜME ÜZERİNDEKİ ETKİSİ: RALS-EG EŞ-BÜTÜNLEŞME TESTİ YAKLAŞIMI. *Uluslararası İktisadi ve İdari İncelemeler Dergisi*, 101-112. <https://doi.org/10.18092/ulikidince.426922>

Ekonomik Büyüme Üzerine Çevresel Performans Endeksi Etkisi: Mekansal Veri Analizi

Mert Şahin¹

Özet

Çevresel performans ile ekonomik büyüme arasındaki ilişki, ülkelerin sürdürülebilir büyüme politikaları ve çevresel kaliteyi artırma çabaları doğrultusunda günümüzde önemli bir araştırma konusu haline gelmiştir. Bu ilişki, kısa vadeden ziyade uzun vadede teknolojik yenilikler ve çevresel yatırımların ekonomik verimliliği artırıcı etkisiyle ortaya çıkmakta ve doğrusal olmayan bir yapıya sahiptir. Bu çalışmada, 2022 yılı verileri kullanılarak 31 Avrupa ülkesinde EPI skorunun ekonomik büyüme üzerindeki etkisi mekânsal veri analizi ile incelenmiştir. Modelde EPI skoruna ek olarak yabancı yatırımlar, ticari dışa açıklık ve nüfus gibi kontrol değişkenleri kullanılmıştır. Komşu ülkeler arasındaki mekânsal etkileşimi analiz etmek için dört en yakın komşuya dayalı mekânsal ağırlık matrisi oluşturulmuş ve Moran's I testi ile mekânsal etkinin varlığı doğrulanmıştır. Mekânsal Hata Modeli (SEM) sonuçlarına göre, nüfus artışı ekonomik büyümeyi olumlu etkilemekte, ticari dışa açıklık ve yatırım değişkenleri istatistiksel olarak anlamlı bulunmamaktadır. EPI skoru ise anlamlı olup negatif etki göstermektedir; bu durum çevresel harcamaların kısa vadede ekonomik maliyet yaratabileceğini düşündürmektedir. Ancak uzun vadede sürdürülebilir politikalar ile pozitif etkiler elde edilebilir. Sonuç olarak, politika yapıcılar çevresel kaliteyi teşvik ederken, mekânsal etkileşimlerin ekonomik büyümeyi kısıtlamayacak şekilde dikkate alınması gerektiğini göz önünde bulundurmalıdır.

GİRİŞ

Ülkelerin çevresel performansı hakkında evrensel bir görüş ortaya koyan Çevresel Performans Endeksi (Environmental Performance Index, EPI) karar alıcılara önemli bilgiler sağlamaktadır. Uluslararası iklim değişikliği antlaşmalarının hedeflerine ulaşması ve Birleşmiş Milletlerin sürdürülebilir kalkınma amaçlarına ulaşması bağlamında kayda değer katkılar sunmaktadır

1 Arş. Gör., İnönü Üniversitesi, mert.sahin@inonu.edu.tr, ORCID ID: 0000-0003-3861-078X

(Karaman, 2018). 180 ülkenin çevresel verilerini oluşturan Çevresel Performans Endeksi, ülke göstergelerini birbirleriyle karşılaştırmayı ve analiz etmeyi sağlayan nicel bir temel ortaya koymaktadır. Çevresel Performans Endeksi, çevresel performans hakkında anlaşılır veriler sağlayarak vatandaşları çevresel savunuculuk ve politika tartışmalarına aktif olarak katılım sağlamalarına olanak tanır (Ekinci ve Oturakçı, 2025). Ekosistemin durumu ve doğal kaynakların korunması açısından küresel gelişmenin seyrini ortaya koyarak sorunların tespit edilmesine ışık tutan özelliği ile de önemini her geçen gün artırmaktadır (Bek, 2019).

2024 yılı Çevresel Performans Endeksi hesaplanmasında 11 konu kategorisinde 58 performans göstergesi kullanılmıştır. Bu göstergeler 180 ülkenin çevre politikaları hakkındaki hedeflerine ne kadar yakın olduklarının ulusal düzeyde bir ölçü sunmaktadır. Çevresel Performans Endeksi göstergeleri eğilimleri tespit etmek, sonuçları anlamak, hedefleri belirlemek ve en iyi politika uygulamaları için kılavuz niteliğindedir. Bu ayrıntılı görünüm ve karşılaştırmalı bakış açısı, çevresel performansın belirleyicilerini anlamada ve politika iyileştirmede yardımcı olabilmektedir (Block vd., 2024).

Bu çalışmada Avrupa ülkelerinde 2022 yılı EPI skoru ve verileri kullanılarak ekonomik büyüme üzerindeki etkisi mekânsal veri analizi ile incelenecektir. Bu analiz aracılığıyla mekânsal bir yapının varlığı araştırılmış olacaktır. Böylece çevresel performans endeksinin ülkeler arasında mekânsal bir etkileşim sergileyip sergilemediğinin tespit edilmesi literatüre katkı sağlayacaktır.

1) LİTERATÜR

Literatüre bakıldığında çevresel performans endeksi ile yapılan çalışmalar ülke grupları ve kullanılan yöntemlere göre çeşitlilik göstermektedir.

Uca ve Yüncü (2020), Akdeniz'e kıyısı bulunan ülkelerin çevresel performanslarının inceledikleri çalışmada 2020 yılına ait Çevresel Performans Endeksi verileri kullanılarak çok boyutlu ölçekleme analizi yöntemi kullanılmıştır. Analizden elde edilen bulgulara göre Türkiye'nin diğer ülkelere göre çevresel performans kapsamında geri kaldığını, bu doğrultuda uluslararası turizm pazarından daha fazla pay almak için önlemlerin alınmasını ve çevresel koruma tedbirlerinin destinasyon yönetim planlarına dahil edilmesi gerektiğini vurgulamışlardır.

Fakher ve Abedi (2017), 1983-2013 yıllarına ait panel verilerle yaptıkları çalışmalarında ARDL modeliyle test etmişlerdir. Çalışma, gelişmekte olan ülkelerde çevresel performans endeksinin ekonomik büyüme üzerinde pozitif ve anlamlı bir etkisi olduğunu göstermiştir.

Pimonenko vd. (2018), çevresel performans endeksini ekonomik ve sosyal açıdan ele alarak karşılaştırmalı bir analiz gerçekleştirmişlerdir. Bulgular, çevresel performans endeksinde iyi konumda olan ülkelerin sürdürülebilir kalkınma hedefi endeksi ve sosyal ilerleme endeksinde güçlü konuma sahip olduğunu göstermiştir. Öte yandan kişi başına düşen GSYİH'si en yüksek olan ülkeler EPP'de daha iyi bir konuma sahip olduğu ortaya konmuştur.

Gorham vd. (2019), 140 ülke ile yaptıkları çalışmalarında EPI skorunun eğitim endeksi, gelir, demokrasi endeksi, mutluluk endeksi ve kentleşme değişkenleri ile ilişkisini incelemişlerdir. Regresyon analizi yapılan çalışmada EPI ile en güçlü ilişkiye sahip olan gelir ve onu takip eden eğitim değişkenleri olmuştur.

Neagu vd. (2017), 2016 yılı için EPI skoru ile gelir düzeyi arasındaki ilişkiyi incelemeyi amaçlamışlardır. 166 ülke ile yapılan regresyon analizi bulgularına göre kişi başına düşen GSYİH'nin çevresel performans üzerinde olumlu bir etkisine ulaşılmıştır.

Wendling vd. (2022), çalışmalarında 2020 yılına ait Çevresel Performans Endeksini analiz ederek birtakım öngöründe bulunmuşlardır. Elde edilen sonuçlara göre ekonomik liberalizm EPI puanlarıyla orta düzeyde ancak önemli bir ilişki içerisindedir. Yönetişim kalitesi çevresel performansın birçok boyutu için önemli ve anlamlı açıklamalar sağlamaktadır. Diğer taraftan ise kişi başına düşen GSYİH, çevresel performansı büyük ölçüde açıklayan bir faktör olmuştur.

Ünal ve Polat (2019), çalışmasında OECD ülkeleri için çevresel performans ve ekonomik büyüme ilişkisi incelenmiştir. Panel veri analizi yöntemi ile elde edilen sonuçlara göre kişi başına düşen GSYİH'nin EPI üzerindeki etkisi pozitif iken yatırım, ticari dışa açıklık, nüfus ve kentleşme değişkenleri EPI üzerinde negatif bir etki göstermiştir.

Lee ve Williams (2022), OECD ülkelerinde EPI skorunu etkileyen faktörleri inceledikleri çalışmalarında panel veri yöntemini kullanmışlardır. Bulgular, üretim yapılarının çeşitliliği ve karmaşıklığı arttıkça çevresel kalitenin iyileştiğini göstermiştir.

2) VERİ VE METODOLOJİ

Bu çalışmada EPI skorunun ekonomik büyüme üzerindeki etkisinin incelenmesi amaçlanmıştır. 2022 yılı 31 Avrupa ülkesinin kesit verileri kullanılan çalışmada ticari dışa açıklık, nüfus ve yatırım kontrol değişkenleri ve ekonomik büyümeyi temsilen GSYİH değişkeni Dünya Bankası veri

tabanından elde edilmiştir. EPI puanları Yale Üniversitesi internet adresinden elde edilmiştir.

Mekansal ekonometri yaklaşımı, sıradan en küçük kareler yöntemine kıyasla mekânsal bağımlılığı dikkate almaktadır. Farklı coğrafi konumlardan alınan veriler arasında mekânsal bir etkileşim varsa bu heterojenlik modele dahil edilmelidir. Bu yaklaşım ile birlikte mekânsal analizin asıl amacı mekânsal birimlerden alınan verilerle değişkenler arasındaki ilişki yapısını belirlemektir (Brunsdon vd., 1996). Bu analizler neticesinde her bölgede sabit bir değer olan ortalama parametre tahminleri yer almaktadır.

Mekansal veri analizinde önem arz eden kavramlardan biri mekânsal ağırlık matrisidir. Mekansal ağırlık matrisi aracılığıyla birbirlerine daha yakın olan coğrafi konumlar birbirlerine daha uzak olan konumlara göre daha fazla ağırlıklandırılmaktadır.

Mekânsal veri modellerinde mekânsal bağımlılık durumu mekânsal hata modeli ve mekânsal gecikme modelleri ile modellenebilmektedir. Mekânsal hata modelinde mekânsal etki hata teriminde gösterilir ve şu şekilde ifade edilir:

$$y_i = x_i\beta + u_i$$

$$u_i = \lambda W u_i + \varepsilon_i \quad \varepsilon_i \sim N(0, \sigma_\varepsilon^2)$$

Burada λ , hata süreci için mekânsal otokorelasyon katsayısıdır (Özcan ve Zeren, 2013).

Mekansal gecikme modelinde ise mekânsal gecikmeli bağımlı değişken modele bağımsız değişken olarak dahil edilmektedir.

$$y_i = \rho W y_i + x_i\beta + u_i, \quad u_i \sim N(0, \sigma_u^2)$$

Burada ρ , coğrafi konumlar arasındaki ilişkiyi ölçen mekânsal otokorelasyon katsayısıdır.

3) AMPİRİK BULGULAR

İlk olarak mekânsal analiz gerçekleştirilmeden önce Klasik EKK tahmin sonuçları aşağıdaki tabloda verilmiştir.

Tablo 1. EKK Sonuçları

Değişken	Katsayı	Anlamlılık
Sabit	2.2533	0.8658
EPI	-2.0606	0.0511*
Trade	0.3131	0.9606
Pop	2.2883	0.0004***
Inv	0.0150	0.3446
$R^2 = 0.4087$		
Adj. $R^2 = 0.3141$	F= 4.321	Prob(F)= 0.008***
AIC= 182.4561		

*, ** ve *** sırası ile %10, %5 ve %1 anlamlılık düzeyini göstermektedir.

Tablo 1’de EKK sonuçları yer almaktadır. R^2 yaklaşık 0.41’dir. Çevresel performans endeksi negatif yönlü ve istatistiksel olarak anlamlıdır. Mekansal etkinin olup olmadığı aşağıdaki tablodaki sonuçlarla belirlenmiştir.

Tablo 2. Mekansal Otokorelasyon Testleri

Test	Katsayı	Anlamlılık
Moran’s I	0.35	0.000***
LM_ρ	7.27	0.0069***
LM_λ	8.52	0.0035***
RLM_ρ	0.008	0.928
RLM_λ	1.25	0.032**

*, ** ve *** sırası ile %10, %5 ve %1 anlamlılık düzeyini göstermektedir.

Tablo 2’de yer alan sonuçlara göre Moran’s I değeri ve anlamlılık değeri mekânsal otokorelasyonun varlığını göstermektedir. Bu nedenle uygun mekânsal modele karar verebilmek için LM test istatistiklerini dikkate almak gerekmektedir. LM_ρ ve LM_λ istatistiklerinin her ikisi de anlamlıdır. Bu durumda dirençli gecikme istatistiği RLM_ρ ve hata modeli RLM_λ istatistiğine bakılması gerekmektedir. Bu test istatistiklerinin sonuçlarına göre RLM_ρ istatistiği anlamsız, RLM_λ istatistiği ise anlamlı çıkmıştır.

Böylece dirençli LM test istatistikleri sonucuna göre uygun modelin mekânsal hata modeli olduğuna karar verilmiştir. Mekânsal hata modeline ait çıktı sonuçları aşağıdaki tabloda yer almaktadır.

Tablo 3. Mekânsal Hata Modeli (SEM) Sonuçları

Değişken	Katsayı	Anlamlılık
Sabit	6.71	0.5171
EPI	-1.4883	0.0477**
Trade	-1.9750	0.6915
Pop	2.4978	0.003***
Inv	0.0104	0.3410
λ	0.5721	0.005***
AIC	176.86	

, ** ve * sırası ile %10, %5 ve %1 anlamlılık düzeyini göstermektedir.*

Tablo 3 sonuçlarına göre mekânsal hata bağımlılığı 0.57 değeri ile istatistiksel olarak anlamlı çıkmıştır. Hatalar mekânsal ilişki içermektedir. Model karşılaştırması için AIC değerleri dikkate alındığında 176.86 olan mekânsal hata modeli AIC değerinin 182.45 olan EKK modelinin AIC değerinden daha düşük olduğu gözlenmektedir. Bu durum SEM modelinin Klasik EKK modelinden daha iyi ve uygun bir model olduğunu göstermektedir.

4) SONUÇ

Çevresel performans ve ekonomik büyüme ilişkisi ülkelerin sürdürülebilir büyüme politikaları ve çevresel performansının yükseltilmesi amacıyla günümüzde çok sık araştırılan konulardan biri olmaktadır. Bu iki kavram arasında kısa vadeden ziyade uzun vadede teknolojik yeniliklerin ve çevresel yatırımların da etkisiyle ekonomik verimliliği artıran bir etkileşim söz konusudur. Bu yüzden aralarındaki ilişki doğrusal olmamakla birlikte her ülkenin kurumsal yapısı ve çevresel politikalarına göre farklı şekillerde ortaya çıkmaktadır.

Bu çerçeve doğrultusunda mekânsal veri analizi aracılığıyla ekonomik büyüme üzerinde EPI skorunun etkisi incelenmiştir. Çalışmada 31 Avrupa ülkesi 2022 yılı verileri kullanılarak EPI skoruna ilaveten yabancı yatırımlar, ticari dış açıklık ve nüfus gibi kontrol değişkenler eklenmiştir. Mekânsal ilişki yapısını araştırmak için en yakın 4 komşu dikkate alınarak mekânsal ağırlık matrisi oluşturulmuştur. Moran's I testi mekânsal etkinin modelde

olduğunu göstermektedir. Yani komşu ülkelerde gerçekleşen ekonomik durumlar birbirlerini etkileyebilmektedir. Böylece uygun mekânsal modeller arasında tercih yapmak için LM testlerine başvurulmuştur. Bu testler sonucunda ekonomik büyüme- çevresel performans endeksini açıklayan en uygun mekânsal modelin SEM modeli olduğuna karar verilmiştir.

Mekansal hata modeli (SEM) sonuçlarına göre nüfus artışının ekonomik büyümeyi olumlu yönde etkilediği görülmektedir. Ticari dışa açıklık ve yatırım değişkenleri istatistiksel olarak anlamlı çıkmamıştır. EPI skoru istatistiksel olarak anlamlıdır ve etkisi negatif yöndedir. Bu sonuç ülkelerin çevreye yönelik harcamalarının kısa vadede maliyet yaratacağını düşündürtebilmektedir. Fakat bu durum ilerleyen dönemlerde uzun vadede etkin ve sürdürülebilir politikalar aracılığıyla pozitif yöne dönüş sağlayabilir.

Çevre performansı konusunda ülkelerin politika yapıcıları, mekânsal etkileşimden dolayı büyümeyi kısıtlamayan fakat çevresel kaliteyi teşvik edecek şekilde komşu ülkelerin etkilerini hesaba katmalıdırlar.

Kaynakça

- Bek, N. (2019). Country comparison within the scope of Environmental Performance Index and Sustainable Governance Indicators: The case of Turkey and Switzerland. *International Journal of Innovative Approaches in Social Sciences*, 3(2), 36–45.
- Block, S., Emerson, J. W., Esty, D. C., de Sherbinin, A., Wendling, Z. A., et al. (2024). *2024 Environmental Performance Index*. New Haven, CT: Yale Center for Environmental Law & Policy.
- Brunsdon, C., Fotheringham, A. S., & Charlton, M. E. (1996). Geographically weighted regression: A method for exploring spatial nonstationarity. *Geographical Analysis*, 28(4), 281–298.
- Ekinci, E., & Oturakçı, M. (2025). Assessing Turkey's environmental performance: Insights from the Environmental Performance Index (EPI). *Journal of Yaşar University*, 20(78), 200–214.
- Fakher, H.-A., & Abedi, Z. (2017). Relationship between environmental quality and economic growth in developing countries (based on Environmental Performance Index). *Environmental Energy and Economic Research*, 1(3), 299–310.
- Gorham, E., Lehman, C., & Kelly, J. (2019). Relationships of the Environmental Performance Index to six interrelated variables in nations around the world. *The Bulletin of the Ecological Society of America*, 100(2), 1–8.
- Karaman Y. E. (2018). Çevre performans endeksi kapsamında Avrupa Birliği ve Türkiye'nin karşılaştırılması. *Sosyal ve Beşeri Bilimleri Dergisi*, 10(1), 76–85.
- Lee, C.-C., & Olasehinde-Williams, G. (2024). Does economic complexity influence environmental performance? Empirical evidence from OECD countries. *International Journal of Finance & Economics*, 29(1), 356–382.
- Ncagu, O., Ardelean, D. I., & Lazăr, V. (2017). How is environmental performance associated with economic growth? A world cross-country analysis. *Studia Universitatis "Vasile Goldiș" Arad – Economics Series*, 27(3), 15–32.
- Özcan, B., & Zeren, F. (2013). Sosyal güven ve ekonomik kalkınma: Avrupa ülkeleri üzerine mekânsal ekonometri analizi. *Eskişehir Osmangazi Üniversitesi İİBF Dergisi*, 8(1), 7–36.
- Pimonenko, T., Lyulyov, O., Chygryn, O., & Palienko, M. (2018). Environmental Performance Index: Relation between social and economic welfare of the countries. *Environmental Economics*, 9(3), 1–11.
- Uca, S., & Yüncü, H. R. (2020). Akdeniz turizm destinasyonlarının çevresel performans endeksine göre ekolojik performansları: Çok boyutlu ölçekleme analizi ile bir değerlendirme. *Journal of Gastronomy, Hospitality, and Travel*, 3(2), 299–314.

- Ünal, H., & Polat, S. (2019). Çevresel kalite ve ekonomik büyüme ilişkisi: OECD ülkeleri için statik panel veri analizi. *Maliye Dergisi*, 177, 87–103.
- Wendling, Z. A., Jacob, M., Esty, D. C., & Emerson, J. W. (2022). Explaining environmental performance: Insights for progress on sustainability. *Environmental Development*, 44, 100741.

Kısmi En Küçük Kareler Yapısal Eşitlik Modellemesi (Kekk-Yem)

Seda Başar Yılmaz¹

Özet

Kısmi en küçük kareler (PLS) yöntemi, En Küçük Kareler (OLS) Yöntemini temele alarak geliştirilmiş, bağımsız ve bağımlı doğrusal olmayan yapılarla ve karmaşık veri yapıları ile başa çıkabilen bir makine öğrenimi tekniğidir. Bünyesinde barındırdığı özellikler sayesinde literatürde sıklıkla kullanılan En Küçük Kareler, Temel Bileşenler Analizi, Çoklu Olabilirlik gibi metotlara alternatif bir yöntem olarak kullanılmaktadır. Bu avantajlar modelin yarı parametrik bir yöntem olmasından kaynaklı normal dağılım gibi bazı varsayımlardan muaf olması, bünyesinde çoklu doğrusallık gibi model sorunlarının barındırmaması olarak sayılabilir. İlk olarak kimya ve biyoloji alanlarında kullanılmış olsa da kullanım kolaylığı ve model yapısı ekonomi, psikoloji gibi birçok sosyal bilimlerde tercih edilmesine sebep olmaktadır. Son yıllarda ise yöntemin algoritmasının ölçülebilir ve ölçülemeyen (gizil) değişkenler arasındaki ilişkileri irdelemeye yarayan yapısı sayesinde yapısal eşitlik modellemelerinde (SEM) sıklıkla kullanılmaya başlanmıştır. PLS-SEM olarak bilinen yöntem; küçük örneklerde ve önsel bilginin zayıf olduğu durumlarda kullanılabilmesi, normallik varsayımını zorunlu kılmaması ve karışık ilişkinin var olduğu durumlarda tahmini kolaylaştırması gibi avantajlara sahiptir. Yöntemin avantajlarının yanı sıra SmartPLS, WarpPLS, ADANCO gibi kullanıcı dostu programların da varlığı sosyal bilimlerde çalışmalarında yaygınlaşmasını sağlamıştır. Bölümde öncelikle PLS' nin özellikleri ve matematiksel alt yapısı hakkında bilgi verilecektir. Sonrasında Yapısal Eşitlik Modellemesinde PLS' nin tahmin aşamaları anlatılacaktır. Son olarak PLS-SEM kullanımını göstermek amaçlı örnek veri setleri üzerinden uygulamalar gerçekleştirilecektir.

1 Dr. Öğr., Üyesi Van Yüzüncü Yıl Üniversitesi, sedabasar@yyu.edu.tr,
ORCID ID: 0000-0003-3949-3490

KİSMİ EN KÜÇÜK KARELER (KEKK-PLS)

Herman Wold (1966) tarafından geliştirilmiş PLS yöntemi, boyut indirgemenin temel alındığı, Kısmi En Küçük Kareler Analizi ve Çoklu Doğrusal Regresyon yöntemlerinden oluşmaktadır. Özellikle bağımsız değişkenin fazla olduğu durumlarda ortaya çıkabilecek çoklu doğrusallık sorunu tahmincilerin varyanslarının büyük olmasına neden olur ve böylece Klasik En Küçük Kareler metodunu kullanılamaz hale getirmektedir. Bu durumda kullanılabilecek PLS yöntemi algoritmalar yardımıyla değişkenlerin daha az sayıda ve aralarında çoklu doğrusal bağlantı problemi olmayan bileşenlere indirgeyip hem bağımlı değişkendeki hem de bağımsız değişkenlerdeki değişim açıklamaktadır. (Bulut & Alın, 2009).

Farklı yaklaşımlara sahip olmakla beraber PLS, Temel Bileşen Regresyonu (PCR) gibi bağımsız değişkenler arasındaki ilişkileri ele almak ve bağımlı değişkeni tahmin etmek için kullanılır. Ancak PCR bağımlı değişkenle doğrudan ilişkileri olması gerekmeyen bağımsız değişkenler arasındaki en yüksek varyansı yakalayan bileşenleri seçerken, PLS hem bağımlı değişkenle hem de bağımsız değişkenlerle en yüksek korelasyona sahip bileşenleri bulur. Böylelikle değişkenler arasındaki ilişkiyi en iyi açıklayacak yapıyı bulur. PLS, tıpkı PCR gibi bağımsız değişkenlerin doğrusal kombinasyonlarını bulur, ancak bu doğrusal kombinasyonlar bileşen ya da gizli (latent) değişkenler olarak adlandırılır ve boyut indirgeme ile elde edilir.

PLS avantajları sayesinde biyoloji ve kimya alanında sıklıkla kullanılmasına olanak sağlar. Höskuldsson (1988) çalışmasında yöntemin matematiksel ve istatistiksel yapısını geliştirerek istatistiksel çalışmalarda da kullanılabileceğini göstermiştir. Son yıllarda ise avantajları sayesinde PLS sıklıkla Yapısal Eşitlik Model tahminlerinde kullanılmaktadır.

PLS yöntemi kovaryans yapı analizlerine kıyasla daha az varsayıma ihtiyaç duymasına rağmen tutarlı tahmin sonuçları sunabilir. Bu da PLS'yi teorileri test etmek için önemli bir yöntem haline getirir. PLS yaklaşımının bir diğer özelliği tek bir yapısal denklem modeli içinde bile, biçimlendirici (formatif) ve yansıtıcı (reflektif) göstergelerle başa çıkma yeteneğidir. Bu, PLS yönteminin yapısal denklem modellerinin açıklayıcı analizler içinde uygun olduğunu gösterir (Götz et al., 2009). Ayrıca kovaryans tabanlı yöntemler (Maksimum Olabilirlik veya Genelleştirilmiş En Küçük Kareler) yapı analizleri tahmini yapılırken bazı varsayımların sağlanması durumunda kullanılmaktadır. Örneğin yapısal analizlerinde en sık kullanılan Maksimum Olabilirlik yönteminin sonuçları sadece çok değişkenli normallik varsayımı karşılandığında etkili ve tarafsızdır. Ayrıca örneklem büyüklüğü konusunda da oldukça duyarlıdır (Hair et al., 2006). Tüm bu şartlar sağlandığında

bile formatif ölçüm modellerinde yetersiz şekilde belirleme yapılmasına neden olabilmektedir. İşte bu sorunlara PLS metodu alternatif bir yöntem olmaktadır.

PLS Model Tahmini

PLS algoritmalarında amaç açıklayıcı (X) ve bağımlı (Y) olmak üzere iki değişken matrisi üzerinden X'Y kovaryans matrisini en çoklayan bileşen sayısını bulmaktır.

$$Y = X\beta + \varepsilon \quad (1.1)$$

$$X = TP' + E \quad (1.2)$$

$$Y = UC' + G \quad (1.3)$$

Burada Y, açıklayıcı değişkenlerin $(n \times m)$ matrisidir. X ise (1.1)'de verilen doğrusal ilişki aracılığıyla bir $(n \times k)$ matrisidir. Burada n gözlem sayısını, m Y değişkeninin sayısını, k ise X değişkeninin sayısını ifade etmektedir. PLS, X ve Y matrislerini (1.2) ve (1.3)'teki doğrusal modellere göre ayrıştırır.

ε ise;

$$\varepsilon = (\varepsilon_1 + \varepsilon_2 + \dots + \varepsilon_n) \quad (1.4)$$

$$E(\varepsilon) = 0 \quad (1.5)$$

$$Var(\varepsilon_i) = \sigma^2 \quad (1.6)$$

T $(n \times A)$ X'in puan matrisi, P $(k \times A)$ X'in yükleme matrisi, U $(n \times A)$ Y'nin puan matrisi ve C $(m \times A)$ Y'nin yükleme matrisidir. E $(n \times k)$ ve G $(n \times m)$ sırasıyla X ve Y için artık matrislerdir. A, gizil değişkenlerin sayısını tanımlar. Ortogonal puan matrisi $T_i = (t_{(i)}^1, t_{(i)}^2, \dots, t_{(i)}^A)$

$$t_{(i)}^A = \sum_k w_{(i)j}^a x_{(i)j} \quad (T_i = X_{(i)} W_{(i)}) \quad (1.7)$$

şeklinde elde edilir.

$((k-1) \times A)$ boyutundaki $W_{(i)}$ X'in ağırlık matrisidir. $w_{(i)j}^a$, a'inci bileşende i'inci değişkenin j'inci değişkene katkısını temsil eder. $x_{(i)}$ yanıt değişkeni olduğunda, $i = (1, 2, \dots, m)$ ve $j = (1, 2, \dots, k)$ $x_{(i)j}$, j'inci değişkeni tanımlar ve $t_i^a = (t_{(i)1}^a, t_{(i)2}^a, \dots, t_{(i)n}^a)^T$, T, a'inci bileşen için puan vektörüdür.

Bunları kullanarak, j'inci açıklayıcı değişken ve yanıt değişkeni $x_{(i)}$;

$$x_{(i)j} = \sum_a t_{(i)}^a p_{(i)j}^a + \varepsilon_{(i)j} \quad (1.8)$$

$$x_i = \sum_a c_{(i)}^a t_{(i)}^a + f_{(i)} \quad (1.9)$$

Şeklinde yazılabilir.

$c_{(i)}^a$, a' inci bileşenin üzerindeki x_i tepkisinin yüklemesidir ve $p_{(i)j}^a$, a'inci bileşenin üzerindeki $x_{(i)j}$ 'nin yüklemesidir. $(k-1)x$ değişkeninin geri kalanı için x_i modelinin katsayıları;

$$b_{ik} = \sum_a c_{ia} w_{ka}, \quad j \neq i \quad (1.10)$$

formülü ile hesaplanır.

PLS iteratif(yinelemeli) bir yöntemdir. Tüm hesaplamalardan sonra, $X_{(i)}$ matrisi (1.11)'deki gibi sönmülmendirilir ve tüm hesaplamalar sönmülmendirilmiş $X_{(i)}$ ile yinelenir. Tekrarlar, tüm A bileşenleri elde edilene kadar sürer. $X_{(i)}$ 'yi sönmüleyerek, ortogonal bileşen puanları garanti altına alınır.

$$X_{(i)}^a = X_{(i)}^{a-1} - t_{(i)}^a p_j^a \quad (1.11)$$

Bu bileşenler, orijinal verilerin bir alt uzayı olan yeni bir vektör uzayına sahiptir. PLS, maksimum kovaryansa sahip bu ortogonal latent değişkenleri üretir. A, k' ya eşit olduğunda, PLS ve MLR aynı sonuçları verir. Her yinelemede yeni gizli değişkenler üretme süreci, kullanılan algoritmaya bağlıdır (Olmez, 2018).

Yapısal Eşitlik Modellemesi (YEM)

İngilizcesi Structural Equation Modelling (SEM) olan Yapısal Eşitlik Modelleri, gözlenen ve gözlenemeyen(gizil-latent) değişkenler arasındaki nedensel ilişkiler hakkındaki hipotezleri test etmede kullanılan kapsamlı bir istatistiksel yaklaşımdır (Sümer, 2000). Gizil değişkenlerin kendi aralarındaki ve gizil değişkenlerle gözlenebilen değişkenler arasındaki nedensel ilişkileri incelemek için geliştirilmiştir (Şencan, 2005). İki farklı istatistik geleneği Psikometri ve ekonometrinin melezi olarak ortaya çıkmıştır (Cokluk et al., 2010). Yapısal Eşitlik Modeli kullanımının ilk örnekleri sosyal bilimler alanında sosyoloji için 1977, psikoloji için 1980 ve 1986, ekonomi alanında ise 1972 ve 1984 yıllarında görülmektedir. Ayrıca 1980'li yıllarda sosyal bilimlerde ve kendi disiplinlerinde önde gelen akademik yayınlarda Yapısal Eşitlik Modeli kullanımıyla ilgili çalışmalar gözlenmeye başlanmıştır (Bollen,

1989). Zamanla esnekliği ve genelliği nedeniyle, bu yöntem birçok disiplinde oldukça popüler hale gelmiştir (Mueller & Hancock, 2018).

Yapısal Eşitlik Modellemesinin gösteriminde semboller kullanılmaktadır. Örneğin ölçülemeyen değişkenler daire ve elips şekilleri ile gösterilirken, ölçülebilen değişkenler kare ve dikdörtgen şekilleri ile gösterilir. Oklar ise ilişkilerin yönünü belirtir. Semboller modellenen ilişkinin özetlenebilmesini ve daha anlaşılır olmasını sağlamaktadır.

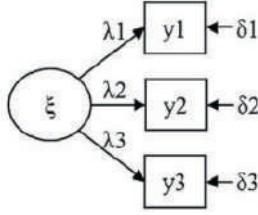
SEM Tahmini

Yapısal Denklem Modeli iki alt modelden oluşur: Ölçüm modeli ve yapısal model. Ölçüm modeli her bir gizli değişken ile ilişkili olduğu gözlenebilen değişkenler arasındaki ilişkileri ifade ederken, yapısal model gizli değişkenler arasındaki ilişkileri inceler.

Ölçüm modelinin denklemi ölçülebilen ve ölçülemeyen(gizil) değişkenler arasındaki ilişkinin yönüyle bağlantılıdır. Ölçüm modeli kurulurken amaç gözlenen değişkenlerinin tahmini ise reflektif(yansıtıcı) ilişki, gizil değişkendeki varyansı maksimum derecede açıklayabilmek ise formatif(biçimlendirici) ilişki oluşturulur. Ayrıca reflektif ilişkilerde reflektif değişkenlerin, başka bir değişken ile değiştirilmesi durumunda yapının niteliğini bozulmamaktadır. Ancak formatif ilişkilerde formatif değişkenlerin değişikliği (örneğin modele dahil edilmemesi) durumunda ilişkinin eksik açıklanması sorunu ortaya çıkmaktadır (Bollen & Lennox, 1991).

Ölçümün reflektif yapıda olması için aşağıdaki 3 şartı sağlaması gerekmektedir.

1. Amacın gözlenen değişkenlerin tahmini ve açıklaması olduğu durumlarda kullanılır.
2. Gizil değişkenin gözlenen değişkenleri etkilemesi gerekir ve bu durumda nedensel ilişkiyi gösteren okun yönü gizil değişkenden gözlenen değişkene doğru olur.
3. Her bloktaki ölçüm değişkenleri arasında oluşabilecek çoklu doğrusallık probleminin çözümü için kullanılır. ((Chin, 1998); (Türkyılmaz & Özkan, 2007)).



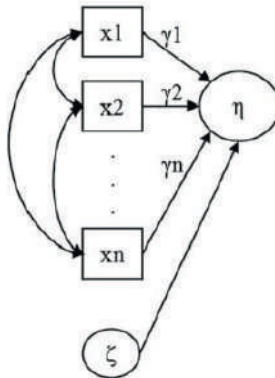
Şekil.1. Reflektif İlişki

Yukarıda Şekil.1 ile gösterilen reflektif ilişkinin denklemi ise;

$x_i = \lambda_i \xi + \delta_i$ şeklinde gösterilir. Burada δ_i 'inci gösterge için rastgele hatayı ve λ_i 'inci göstergenin dışsal olan gizli değişken ξ üzerindeki yüklenmesini gösterir. Böylece her gözlemlenebilir gösterge x_i , ortak gizli değişken ξ ve bazı benzersiz hata δ_i 'nin bir fonksiyonudur (Lee & Cadogan, 2013).

Formatif modellerin özellikleri ise şunlardır;

1. Formatif değişkenler model içinde gizil değişkenin oluşumunda neden değişkeni olarak yer almaktadır.
2. Formatif yapılar da değişkenlerin birbirleri ile ilişkili olmaları ya da aynı gizil değişken üzerinde etkili olmaları gerekli değildir.
3. Formatif modeller, doğrusal regresyonda olduğu gibi, formatif değişkenler yardımıyla ölçülen gizil değişkenin hatasının tahmin edilmesine olanak verir (Diamantopoulos, 2006).

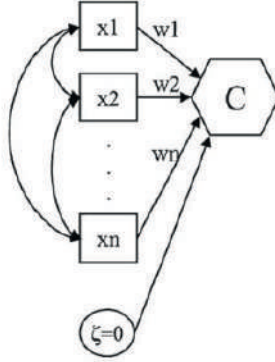


Şekil.2. Formatif İlişki

Şekil 2’ de gösterilen formatif modelin denklemi ise şu şekilde ifade edilir;

$$\eta = \gamma_1\chi_1 + \gamma_2\chi_2 + \dots + \gamma_n\chi_n + \zeta \quad (2.1)$$

Burada gizli değişken η içseldir ve χ_1 ’den χ_n ’e ve γ_1 ’den γ_n ’e bazı gözlemlenebilir değişkenlerin fonksiyonu olarak kabul edilir. ζ ise bir yapı yüzeyinde hata terimidir ve genellikle η ’nin $\chi_1 - \chi_n$ tarafından yakalanamayan kalan nedenlerini temsil ettiği kabul edilmektedir.



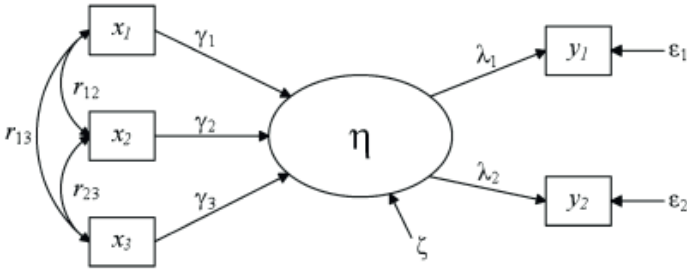
Şekil.3. Bileşik Değişken İlişkisi

Şekil 3’te verilen bileşik değişken modeline ait denklem model 2’deki model ile aynı olmakla beraber, formatif değişken C ile adlandırılmış ve altıgenle gösterilmiştir. $\zeta = 0$ olması hatada $\chi_1 - \chi_n$ ‘den başka bir herhangi bir ek nedenin var olmadığını gösterir (Grace & Bollen, 2008).

$$C = w_1x_1 + w_2x_2 + \dots + w_nx_n \quad (2.2)$$

Hem (2) hem de (3) denklemleri, ek bir içsel değişken veya değişkenler olmadan tahmin edilemez ve (Bagozzi, 2007), bu da γ ve w değerlerinin (ve dolayısıyla η ve C’nin) modeli tahmin etmek için hangi içsel değişkenlerin kullanıldığına bağlı olduğu anlamına gelir (Heise, 1972). Ayrıca Şekil 2’de ve 3’te sunulan modeller yeterince tanımlanmadıkları için oldukları gibi tahmin edilemezler. Bu nedenle son yıllarda bağımlı değişkenin bilinmediği durumlarda da kullanılabilen MIMIC modellerin kullanımı önem kazanmıştır.

Özellikle, Şekil 4’de gösterilen formatif modelleri, odaksal bir gizli değişken (η), bazı reflektif değişkenler (γ ler) ve bazı formatif değişkenler (χ ler) içerir ve böylece kavramsal modelleri tahmin ederken biçimlendirici değişkenlerin dahil edilmesine olanak tanır ((Jarvis et al., 2003);(Kline, 2006)).



Şekil.4. MIMIC Model

Bazı dışsal değişkenler yardımıyla direkt ölçülmesi mümkün olmayan reflektif gizil değişkeni modellemeye yarayan bir yöntem olarak açıklanabilen MIMIC modelde de eşanlı olarak çözülen 2 model bulunmaktadır. Bunlar yapısal model ve ölçüm modelidir. (Tenenhaus, 2004).

Yapısal Eşitlik Model Tahmininde PLS Yönteminin Kullanımı

Nedenselliği ifade eden çift taraflı ilişkilerin modellenememesi, Path katsayılarının yüklerinin tahmininde ortalama hata karelerin büyük, yükler ve Path katsayılarının sapmalı olma ihtimali (Rönkkö & Evermann, 2013) gibi olumsuz yönleri olsa da PLS-SEM yapısal eşitlik modellerini tahmin etmek için giderek daha fazla kullanılmaktadır (Hair et al., 2014). Bunun birden çok nedeni bulunmaktadır. Teorik bir çerçeve test edilmek istendiğinde, yapısal modelin karmaşık birçok yapı, gösterge ve model ilişkisi içerdiği ve örneklem büyüklüğünün kısıtlı olduğu durumlarda, ikincil/arşiv verileriyle çalışmak istendiğinde, biçimlendirici yapıyı kurabilmeye de imkân sağlaması başlıca nedenler olarak gösterilebilir. Yapısal Eşitlik Modellerinde, çok değişkenli normallik varsayımı ve büyük örneklem genişliği gibi varsayımların sağlanması zorunluluğu olan kovaryans tabanlı yöntemlerin (CB-SEM) aksine PLS-SEM normal dağılım göstermeyen küçük örneklemelerde daha etkin sonuçlar elde edilmesine olanak tanır. Ancak literatürde bazı araştırmacıların, popülasyonun geniş ve kolay erişilebilir olmasına rağmen, oldukça küçük örneklem boyutlarıyla analiz gerçekleştirmek amacıyla PLS-SEM yöntemini hatalı ve yanıltıcı biçimde kullandıkları görülmektedir. Bu tür uygulamalar, yöntemin akademik itibarı üzerinde belirli ölçüde olumsuz bir etki yaratmıştır (Marcoulides et al., 2009). PLS-SEM ölçüm ve yapısal model ilişkilerini eşzamanlı olarak değil, ayrı ayrı hesaplayarak küçük örneklemde de iyi çözümler sunabilme özelliğine ek olarak büyük örneklemelerde de çok iyi sonuç verir (Hair, Risher, et al., 2019). Ayrıca PLS-SEM neredeyse her zaman normal dağılım göstermeyen sosyal bilim

çalışmaları verilerinde avantajlı olsa da sınırlı sayıda durumda verilerin normal dağılmaması PLS-SEM sonuçlarını da etkilemektedir (Sarstedt et al., 2017). Bu durumda bootstrapping yönteminin kullanılması sorunu bir noktaya kadar çözmektedir (Efron, 1987). Fakat sadece bu nedenden PLS-SEM yöntemini seçmek doğru olmayabilir. Diğer taraftan CB-SEM model uyum kavramına büyük ölçüde dayanırken, PLS-SEM’de bu durum daha az geçerlidir (Hair, Sarstedt, et al., 2019). Bu nedenle bazı araştırmacılar PLS-SEM’in teori testi ve doğrulama için uygun olmadığına dair yanlış bir yargıya varmışlardır (Westland, 2015). Ancak birkaç araştırmacı PLS-SEM için model uygunluğu ölçümlerini onaylamıştır (Henseler et al., 2016b). Yine de bu ölçümler değerlendirilirken hassas davranılmalıdır. Örneğin CB-SEM’de kullanılan Ki-kare tabanlı model uyum ölçüleri kullanılamaz. SRMR gibi kriterler bile dikkatle ele alınmalıdır (Henseler, 2017; Henseler et al., 2016a). Ayrıca bazı araştırmacılar CB-SEM’de uygulanan model uyum kavramının PLS-SEM için de önemli olup olmadığını irdelemişlerdir (Hair et al., 2017a; Lohmöller, 1989; Rigdon, 2012). Bu nedenlerle PLS-SEM analizinde öncelikle tahmin ve teori arasındaki etkileşime öncelik verilip sonrasında sonuçlar doğrulanmalıdır (Shmueli, 2010). Bu bağlamda araştırmacılar son zamanlarda PLS-SEM’in tahmin odaklı yapısına uygun yeni değerlendirme prosedürleri önermişlerdir (Shmueli et al., 2016).

Yapısal Eşitlik Modellemesinde de kullanılan PLS, En Küçük Kareler (EKK-OLS) Yöntemini temele alarak geliştirilmiştir. Tahmin yapmak için 2 aşamalı bir metot uygular. İlk aşamasını dış modelin tahmini ikinci aşamayı ise iç modeli/yapısal modeli tahmin etmek oluşturur.

• İlk Aşama

Bu aşamayı ölçüm modelindeki (dış model) yüklemeleri ve ağırlıkları tahminlemek oluşturur. Bu amaçla kendilerine bağlı olan ölçüm değişkenleriyle olan ilişkilerini ve varsa birden fazla gizil değişkenin birbirleriyle olan ilişkisini kullanarak tahmin yapar. İlk olarak ölçüm değişkenlerinin (x_{jh}) ağırlıklı ortalaması gizil değişkenin değeri olarak gösterilir;

$$Y_j \propto \left[\sum w_{jh} (x_{jh} - \bar{x}_{jh}) \right] \quad (3.1)$$

Y_j gizil değişkeni ifade ederken, denklemin sağ tarafından elde edilen değer standardize edileceğinden “=” yerine “ $\propto$ ” işareti kullanılır ve standardize edilen gizil değişken (3.3) deki gibi hesaplanır.

$$Y_j = \sum \tilde{w}_{jh} (x_{jh} - \bar{x}_{jh}) \quad (3.2)$$

Burada $\tilde{w}_{jh}$ ölçüm modelinin ağırlık katsayısını ifade eder ve hesaplanmasında 2 yöntem vardır;

i. **Mod A**

$$w_{jh} = \text{cor}(x_{jh}, Z_{jh}) \quad (3.3)$$

ii. **Mod B**

Burada X_j sütunları $(x_{jh} - \bar{x}_{jh})$ şeklinde tanımlanan matris iken, ağırlık katsayısı;

$$w_{jh} = (X_j' X_j)^{-1} X_j' Z_j \quad (3.4)$$

formülü ile hesaplanır.

Ağırlık katsayısı hesaplanırken reflektif ölçüm modeli içsel gizil değişkenler için Mod A yöntemi, formatif modeli dışsal gizil değişkenler için Mod B kullanılır (Vinzi et al., 2009).

Ağırlık katsayısı hesaplandıktan sonra gizil değişkenin ortalama değeri ($\hat{m}_j$)

$$\hat{m}_j = \sum \tilde{w}_{jh} \bar{x}_{jh} \quad (3.5)$$

olduğundan gizil değişken;

$$\xi_j = \sum \tilde{w}_{jh} \bar{x}_{jh} = \hat{Y}_j + \hat{m}_j \quad (3.6)$$

şeklinde hesaplanır. Model içinde birden fazla gizil değişken olduğu durumda aralarındaki ilişkisi ise

$$Z_j = \sum e_{ij} Y_i \quad (3.7)$$

formülü ile hesaplanır. Bu denklemde; i. gizil değişkenlerin (Y_i) dış modelden elde edilen değerinin ağırlıklı ortalaması j. gizil değişkenin (Z_j) iç modelden tahmin edilen değerine eşittir. e_{ij} ise iki gizil değişken arasındaki ilişki katsayısını gösterir ve 3 farklı yolla hesaplanabilir. Bunlar;

- i. Anakütle Merkezi Yöntemi (Centroid Method)
- ii. Faktör Ağırlıklandırma (Factor Weighting)
- iii. İz Ağırlıklandırma (Path Weighting) yöntemleridir.

• **İkinci Aşama**

İkinci aşamayı yapısal modeli tahmin etmek oluşturur. Bunu ise ilk aşamada hesaplanan ağırlıkları kullanılarak gizil değişken hesaplaması üzerinden yapar (Chin, 1998).

$$\begin{aligned} \xi_j &= \sum \tilde{w}_{jh} x_{jh} \\ \eta_{jh} &= \sum \tilde{w}_{jh} y_{jh} \end{aligned} \quad (3.8)$$

Yapısal modelde içsel gizil değişken sayısınınca yapısal model kurularak değerleri bilinen gizil değişkenler arasındaki yapısal ilişkiler basit veya çoklu regresyon şeklinde hesaplanır. Burada;

$$\begin{aligned}
 \xi &= (\xi_1, \xi_2, \dots, \xi_n) : \text{Dışsal gizil değişken vektörü,} \\
 \eta &= (\eta_1, \eta_2, \dots, \eta_n) : \text{İçsel gizil değişken vektörü,} \\
 \tilde{A} &: \text{Dışsal gizil değişken için regresyon katsayıları vektörü,} \\
 \hat{A} &: \text{İçsel gizil değişken için regresyon katsayıları vektörü,} \\
 \zeta &: \text{Hata Vektörü olarak gösterilirse, (3.7) deki denklem;} \\
 \eta &= \tilde{A}\xi + \hat{A}\eta + \zeta \quad (3.9)
 \end{aligned}$$

şeklinde yazılabilir ve bu denklem üzerinden gizil değişken tahminlenir.

PLS-SEM yönteminin uyum kriterleri (Hair, Risher, et al., 2019) aşağıdaki gibi özetlenebilir:

Model reflektif yapıda kurulduğunda;

1. Gösterge Güvenilirliği (Yükler)
2. İç Tutarlılık Güvenilirliği (Bileşik güvenilirlik)
3. Cronbach's Alpha
4. ρ_A (Dijkstra & Henseler, 2015)
5. Yakınsak Geçerliliği (AVE)
6. Ayırma Geçerliliği (HTMT, Fornell-Larcker kriteri, Çapraz yükler)

Model formatif yapıda kurulduğunda;

1. Yakınsak Geçerliliği (AVE)
2. Çoklu doğrusallık (VIF)
3. Ağırlıkların istatistiksel önemi
4. Anlamlı bir ağırlığa sahip göstergelerin geçerliliği
5. Anlamlı olmayan ağırlığa sahip göstergelerin geçerliliği

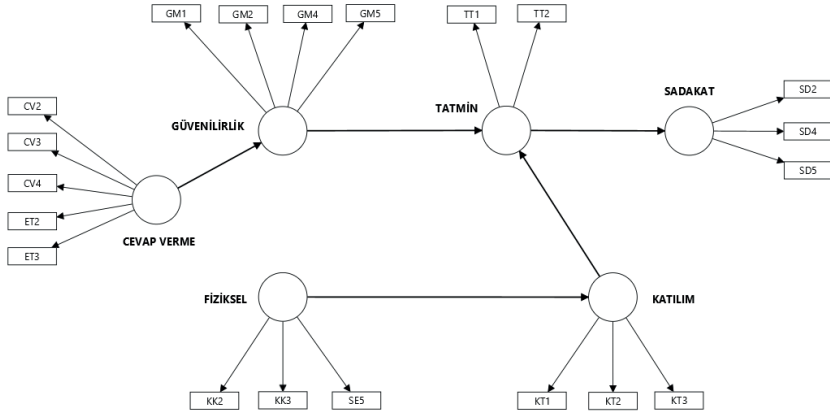
Yapısal model için;

1. R^2 değeri
2. Q^2 değeri
3. PLSpredict
4. Model karşılaştırmaları

5. Sağlamlık kontrolleri (CTA-PLS, İçsellik v.s)

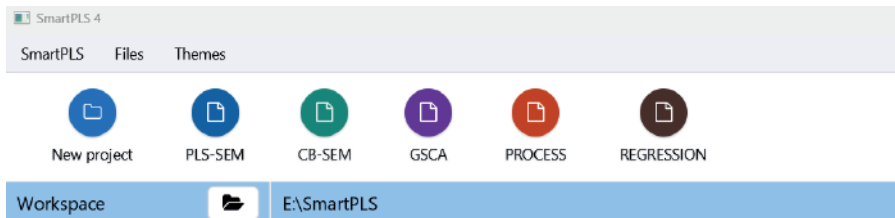
Uygulamalı Örnek

Bu bölümde elektronik bankacılık hizmetlerinin müşteri tatmini üzerine etkileri ve sadakat değişkeni ile etkisi araştırılmak istenmiştir. Model kuramsal temel alınarak Şekil 5'teki gibi oluşturulmuştur. Bu nedenle kullanılacak veri seti 190 gözleme sahip bir anket verisidir. Model Güvenilirlik, Fiziksel özellikler, Cevap verme/İletişim, Tatmin, Katılım ve Sadakat olmak üzere 6 gizil değişkene sahiptir. Bu gizil değişkenler üzerinde etkisi olan 20 tane gösterge değişken vardır. Gösterge değişkenlerin dağılımı ise; 4 güvenilirlik, 3 fiziksel, 5 cevap verme, 2 tatmin, 3 katılım ve 3 sadakat olacak şekilde yapılmıştır. Gizil değişken ilişkileri ise; Cevap vermenin Güvenilirliği, Fiziksel özelliklerin Katılım değişkenini, Katılım ve Güvenilirlik değişkeninin Tatmini, Tatminin ise Sadakati etkilediği şeklinde belirlenmiştir.



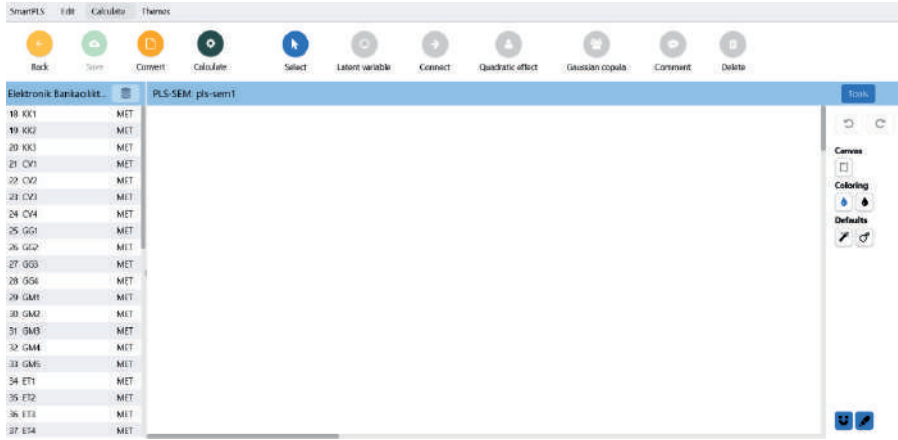
Şekil.5. Örnek için Oluşturulan Teorik Model

Modelin analiz edilmesi için SmartPLS programından faydalanılacaktır. Bu nedenle öncelikle programın açılması ve verilerin tanıtılması gerekmektedir. Program açıldığında Şekil 6'daki gibi bir ekran gelecektir.



Şekil.6. SmartPLS Ana Ekran

Burada öncelikle yeni proje  sembolü seçilir, yeni bir çalışma alanı oluşturulur ve “**import data file**” seçeneği ile veriler programa tanıtılır. Verilerin programa eklenme aşamasında verilerin tanımlayıcı istatistiklerinin var olduğu ara ekran gelir ve onaylanması gerekir. Veriler tanıtıldıktan sonraki aşama veriler için kullanılmak istenen yöntemin seçilmesidir. Bu çalışma kapsamında kurulacak model PLS SEM yöntemi ile analiz edileceğinden  sembolü seçilmelidir. Seçimden sonra Şekil 7’ de gösterilen sayfada planlanan model kurulmalıdır.

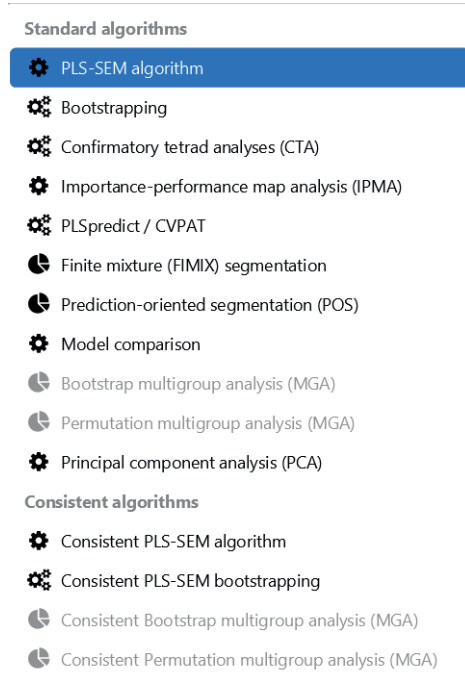


Şekil.7. SmartPLS PLS-SEM Çalışma Sayfası

Modeli kurmak için önce planlanan modeldeki gizil değişken  sembolü seçilerek çalışma sayfasına taşınır. Açılan kutucuğa isimleri yazılarak çalışma sayfasına konumlandırılır. İsimlendirilmeleri yapılır. Ardından sol tarafta yer alan gösterge değişkenler seçilerek ilişkide oldukları gizil değişkenlere bağlanır. Model kurma aşamasında son işlem gizil değişkenlerin arasındaki ilişkiyi belirlemek ve tanıtmaktır. Bunun için  sembolü tıklanır ve oklar aracılığıyla ilişkilerin yönü kuramsal temel dikkate alınarak belirlenir. Bu aşamada gizil değişkenlere tıklanınca sağ tarafta açılan “**tools**” bölümü sayesinde gösterge değişkenlerin gizil değişkenin ne tarafında yer alacağı, gizil değişkenlerin şekli ve rengi gibi şekilsel değişiklikler yapılabilmektedir.

Modelin Şekil 5’te tanımlaması yapılmış hali görünmektedir. Bu aşamadan sonra kurulan modelin tahmin edilmesi gerekir. Bunun için sayfanın üst kısmında ki  sembolüne tıklanır. Açılan ara ekranda

modele uygulanabilecek yöntemler yer alır. Burada ilk sırada PLS-SEM algorithm, ikinci sırada ise “Bootstrapping” seçeneği mevcuttur. Bootstrapping (Ön yükleme) dış ağırlıklar dış yükler ve yol katsayıları gibi tahminlerin standart hatalarını belirleyerek anlamlı olup olmadıklarını test etmek için kullanılan parametrik olmayan bir prosedürdür (Ringle et al., 2024). İstatistiki anlamlılık, R^2 gibi değerlerin hesaplanması için ilk yöntemi de içinde barındıran bootstrapping seçilerek model tahminlenir. Bu yöntem uygulanırken açılan Şekil 8’de gösterilen ara ekranda tahmin özellikleri üzerinde değişiklik yapılabilir.



Şekil. 8.Hesaplama Ekran Menüü

Bu çalışmada alt örnek sayısı “5000”, sonuçların miktarı yavaş, güven aralığı yöntemi yavaş, test türü çift kuyruklu ve önem düzeyi 0.05 olarak belirlenmiştir. Kriterler belirlendikten sonra “**Start calculation**” bölümüne tıklanarak hesaplama başlatılır. Hesaplama süresi ekrandaki “**Subsamples**” değerine göre değişiklik gösterir.

Bootstrapping

Bootstrapping is a nonparametric procedure that can be used to test statistical significance of PLS-SEM results such path coefficients, outer weights, Cronbach's alpha, HTMT, and R² values. [More info.](#)

BT setup **PLS setup** **Data**

Subsamples 5000

☒ Do parallel processing

Amount of results Most important (faster)

☐ Save results per sample

Confidence interval method Percentile bootstrap

Test type Two tailed

Significance level 0.05000

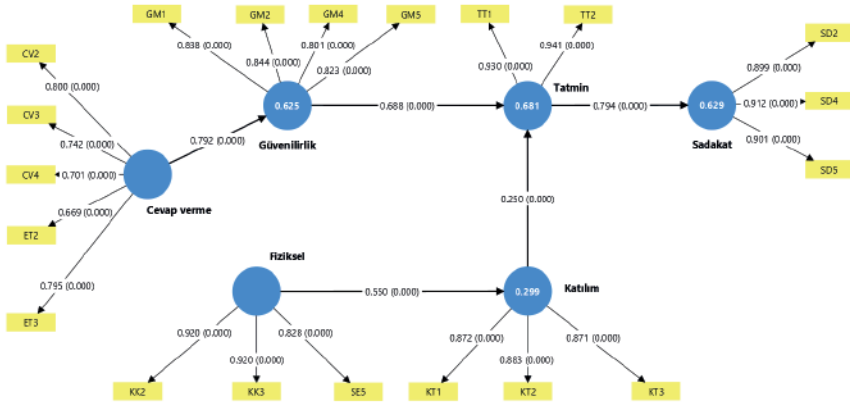
Random number generator Fixed seed

☐ Open report

[Default settings](#) [Close](#) [Start calculation](#)

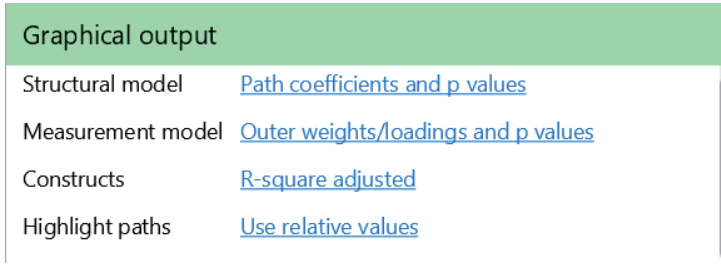
Şekil.9. Bootstrapping Model Menüsü

Hesaplamalar yapıldıktan sonra modelin Path katsayıları ve gösterge değişken yükleri parantez içinde anlamlılıkları ile birlikte grafik olarak Şekil 10'daki gibi elde edilmiş olur.



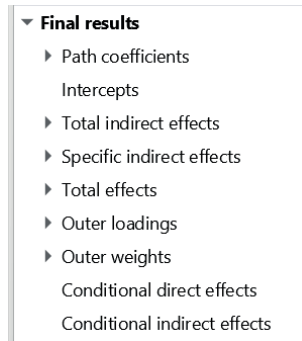
Şekil. 10. Hesaplanan Modelin Grafik Çıktısı

Analiz sonuçları ile detaylı bilgiler ise çalışma sayfasının sol tarafında yer alır. Şekil 11'de gösterilen “**Graphical output**” bölümünde grafik üzerinde görülmesi istenen bilgiler belirlenebilir.



Şekil.11. Grafik Düzenleme Menüsü

Yine çalışma sayfasının sol tarafında “**Final results**” bölümünde yapısal model sonucu olarak kabul edilen Path katsayıları, dolaylı, direkt, toplam etkileri ve ölçüm model sonuçları olan gösterge değişkenlerinin gizil değişkenle arasındaki ilişkiyi gösteren yüklemeleri ve ağırlıkları, toplam etkiler bilgileri yer almaktadır. Nihai Sonuçlar menüsü Şekil 12’de gösterilmiştir.



Şekil.12.Nihai Sonuçlar Menüsü

Yapısal model sonuçlarının yer aldığı Şekil 13’deki Path katsayıları incelendiğinde tüm değerlerin anlamlı olduğu görülmektedir. Cevap verme boyutunun güvenilirlik boyutu üzerinde etkisi 0,792’dir. Fiziksel özellikleri ifade eden Fiziksel boyutunun katılıma etkisi ise 0.55’dir. Müşteri tatmini üzerine etkili Güvenilirlik ve Katılım değişkenlerinin katsayıları sırasıyla 0.688, 0.25’tir. Bu sonuca göre müşterinin Tatmini üzerinde Güvenilirlik değişkeni daha etkilidir. Son olarak müşterinin Sadakati üzerinde Tatminin etkisi 0.794 ile modeldeki en yüksek katsayıya sahiptir.

Path coefficients - Mean, STDEV, T values, p values					
	Original sample (O)	Sample mean (M)	Standard deviation (STDEV)	T statistics (O /STDEV)	P values
CEVAP VERME -> GÜVENİLİRLİK	0.792	0.795	0.032	24.995	0.000
FİZİKSEL -> KATILIM	0.550	0.553	0.057	9.723	0.000
GÜVENİLİRLİK -> TATMİN	0.688	0.688	0.040	17.103	0.000
KATILIM -> TATMİN	0.250	0.249	0.051	4.857	0.000
TATMİN -> SADAKAT	0.794	0.796	0.035	22.762	0.000

Şekil.13. Path Katsayıları Sonuç Ekranı

Dolaylı etkileri gösteren Şekil 14 incelendiğinde Cevap Verme değişkeninin Güvenilirlik üzerinden Tatmine etkisi 0.545, Güvenilirlik ve Tatmin üzerinden Sadakate etkisi 0.433 birimdir. Yine Güvenilirlik boyutunun Tatmin üzerinden Sadakate etkisi 0.546 değeri ile dolaylı etkiler içinde en yüksek katsayıya sahiptir. Fiziksel özellikler boyutunun Katılım üzerinden Tatmine ve Katılım ile Tatmin üzerinden Sadakat boyutuna etkisi sırasıyla 0.137, 0.109'dur. Zayıf ilişki olarak adlandırılacak bu ilişkiyle beraber tüm dolaylı etkilerin anlamlı olduğu görülmektedir.

Specific indirect effects - Mean, STDEV, T values, p values					
	Original sample (O)	Sample mean (M)	Standard deviation (STDEV)	T statistics (O /STDEV)	P values
KATILIM -> TATMİN -> SADAKAT	0.198	0.199	0.043	4.563	0.000
GÜVENİLİRLİK -> TATMİN -> SADAKAT	0.546	0.548	0.041	13.268	0.000
CEVAP VERME -> GÜVENİLİRLİK -> TATMİN	0.545	0.547	0.041	13.185	0.000
CEVAP VERME -> GÜVENİLİRLİK -> TATMİN -> SADAKAT	0.433	0.436	0.041	10.586	0.000
FİZİKSEL -> KATILIM -> TATMİN	0.137	0.139	0.035	3.896	0.000
FİZİKSEL -> KATILIM -> TATMİN -> SADAKAT	0.109	0.111	0.030	3.659	0.000

Şekil.14.Dolaylı Etkiler Sonuç Ekranı

Tüm gösterge değişkenlerinin yüklemeleri ise analizin ilk aşaması olan ölçüm modelinin tahmini sonuçlarını göstermektedir. Biri hariç tüm yüklerin literatürde kabul gören 0.70 değerinin üstünde ve anlamlı olduğu Şekil 15'te görülmektedir.

Outer loadings - Mean, STDEV, T values, p values					Copy to Excel/Word
	Original sample (O)	Sample mean (M)	Standard deviation (STDEV)	T statistics (O/STDEV)	P values
CV2 <- CEVAP VERME	0.800	0.801	0.028	28.726	0.000
CV3 <- CEVAP VERME	0.742	0.741	0.042	17.803	0.000
CV4 <- CEVAP VERME	0.701	0.699	0.048	14.628	0.000
ET2 <- CEVAP VERME	0.669	0.666	0.060	11.122	0.000
ET3 <- CEVAP VERME	0.795	0.793	0.037	21.396	0.000
GM1 <- GÜVENİLİRLİK	0.838	0.837	0.036	23.317	0.000
GM2 <- GÜVENİLİRLİK	0.844	0.844	0.029	28.961	0.000
GM4 <- GÜVENİLİRLİK	0.801	0.800	0.037	21.711	0.000
GM5 <- GÜVENİLİRLİK	0.823	0.823	0.027	30.364	0.000
KK2 <- FİZİKSEL	0.920	0.921	0.015	59.720	0.000
KK3 <- FİZİKSEL	0.920	0.919	0.015	59.960	0.000
KT1 <- KATILIM	0.872	0.870	0.024	36.796	0.000
KT2 <- KATILIM	0.883	0.882	0.026	34.088	0.000
KT3 <- KATILIM	0.871	0.870	0.025	35.187	0.000
SD2 <- SADAKAT	0.899	0.898	0.016	54.678	0.000
SD4 <- SADAKAT	0.912	0.913	0.015	60.562	0.000
SD5 <- SADAKAT	0.901	0.900	0.022	41.383	0.000
SE5 <- FİZİKSEL	0.828	0.825	0.040	20.860	0.000
TT1 <- TATMİN	0.930	0.930	0.013	71.048	0.000

Şekil.15.Gösterge Değişken Yükleri Sonuç Ekranı

PLS-SEM, gizil değişkenler ile gözlenen göstergeler arasındaki ilişkileri tahmin ederken iteratif bir algoritma kullanır. Bu süreçte, her bir göstergeye ait olduğu gizil değişken üzerinde katkı sağlayacak şekilde ağırlıklar atanır. Şekil 15'teki değerlere bakıldığında, tüm dış ağırlıkların istatistiksel olarak anlamlı olduğu, ancak bu göstergelerin modele katkı seviyelerinin farklılık gösterdiği görülmektedir.

Outer weights - Mean, STDEV, T values, p values					Copy to Excel/Word
	Original sample (O)	Sample mean (M)	Standard deviation (STDEV)	T statistics (O/STDEV)	P values
CV2 <- CEVAP VERME	0.325	0.326	0.026	12.659	0.000
CV3 <- CEVAP VERME	0.254	0.253	0.020	12.864	0.000
CV4 <- CEVAP VERME	0.218	0.217	0.020	10.680	0.000
ET2 <- CEVAP VERME	0.252	0.251	0.024	10.319	0.000
ET3 <- CEVAP VERME	0.290	0.290	0.021	13.688	0.000
GM1 <- GÜVENİLİRLİK	0.298	0.298	0.016	18.546	0.000
GM2 <- GÜVENİLİRLİK	0.291	0.291	0.017	17.208	0.000
GM4 <- GÜVENİLİRLİK	0.310	0.310	0.018	17.599	0.000
GM5 <- GÜVENİLİRLİK	0.312	0.312	0.016	19.809	0.000
KK2 <- FİZİKSEL	0.404	0.406	0.031	12.963	0.000
KK3 <- FİZİKSEL	0.409	0.409	0.023	17.757	0.000
KT1 <- KATILIM	0.380	0.380	0.027	14.235	0.000
KT2 <- KATILIM	0.380	0.380	0.026	14.875	0.000
KT3 <- KATILIM	0.382	0.383	0.026	14.880	0.000
SD2 <- SADAKAT	0.385	0.385	0.017	22.954	0.000
SD4 <- SADAKAT	0.393	0.394	0.018	22.247	0.000
SD5 <- SADAKAT	0.327	0.327	0.013	25.933	0.000
SE5 <- FİZİKSEL	0.304	0.303	0.027	11.343	0.000
TT1 <- TATMİN	0.513	0.513	0.011	46.828	0.000
TT2 <- TATMİN	0.556	0.556	0.015	37.062	0.000

Şekil.15. Gösterge Değişken Ağırlıkları Sonuç Ekranı

Final results bölümünün altında Şekil 16 da gösterilen “**Quality criteria**” yer almaktadır. Burada modelin ne kadar iyi tahminleme yaptığını gösteren kriterler bulunmaktadır. R^2 , f^2 , AVE, Cronbach’s Alfa, HTMT ve VIF değerleri görüntülenebilmektedir.

▼ **Quality criteria**

- ▶ R-square
- ▶ R-square adjusted
- ▶ f-square
- ▶ Average variance extracted (AVE)
- ▶ Composite reliability (rho_c)
- ▶ Composite reliability (rho_a)
- ▶ Cronbach's alpha
- ▶ Heterotrait-monotrait ratio (HTMT)
- ▶ Latent variable correlations
- ▶ Outer model collinearity statistics (VIF)
- ▶ Inner model collinearity statistics (VIF)

Şekil.16. Kalite Kriterleri Menüsü

Bazı kalite kriterleri menüsündeki bazı sonuçlar birleştirilerek Tablo 1, Tablo 2 ve Tablo 3’te sunulmuştur. Öncelikle içsel gizil değişkenlerin açıklanma gücünü gösteren R^2 değerleri sonrasında modelin yakınsak ve ayrışma geçerliliğini sağlayıp sağlamadığını gösteren bilgilere yer verilecektir.

Tablo 1’e bakıldığında modelin Katılım değişkenini zayıf, fakat Tatmin, Sadakat ve Güvenilirlik gibi içsel gizil değişkenleri %60’tan fazla açıkladığı görülmektedir. Bu değerler değişkenlerin açıklama gücünün yüksek olduğunu gösterir.

Tablo.1.Değişkenlerin R^2 Değerleri

	R^2	R^2 Adj
GÜVENİLİRLİK	0.627	0.633
KATILIM	0.302	0.309
SADAKAT	0.631	0.635
TATMİN	0.685	0.689

Tablo 2’de modelin yakınsak geçerliliği ile ilgili olan kriterler birlikte sunulmuştur. Tüm gizil değişkenlerin AVE değerlerinin 0.50’ten büyük olması açıklanan varyansın yeterli düzeyde olduğunu gösterir. Ancak Tatmin

ve Sadakat yapıları çok güçlü iken Cevap Verme yapısının açıklanan varyansı zayıf ama kabul edilebilir seviye ölçülmüştür. Ayrıca tüm gizil değişkenler için $CR > 0.80$ ve $Alpha > 0.70$ olması iç tutarlılığın ve güvenilirliğin yüksek olduğunu gösterir. Dolayısıyla modelin yakınsak geçerliliği sağlanmış görünmektedir.

Tablo.2.Değişkenlerin Yakınsak Geçerlilik Sonuçları

	AVE	CR	Cronbach's Alpha	ρ_A
CEVAP VERME	0.552	0.860	0.797	0.809
FİZİKSEL	0.793	0.920	0.869	0.891
GÜVENİLİRLİK	0.683	0.896	0.845	0.845
KATILIM	0.766	0.907	0.847	0.847
SADAKAT	0.818	0.931	0.889	0.895
TATMİN	0.875	0.933	0.857	0.861

Yakınsak geçerliliğinden sonra modelin ayrışma geçerliliğinin de sağlanması gerekir. Modelin ayrışma geçerliliğini yorumlamak için gerekli olan HTMT (Heterotrait-Monotrait Ratio of Correlations) değeri 0.85'ten küçük iken ayrışım geçerliliği olduğunu, $0.86 < HTMT \leq 0.90$ iken gevşek ama kabul edilebilir ayrışma geçerliliğine ve $HTMT > 0.90$ durumunda ise ayrışma geçerliliği problemine işaret eder (Henseler et al., 2015).

Modelin HTMT sonuçları incelendiğinde Tatmin $\leftrightarrow$ Güvenilirlik 0.902 ile sınırda olması, Güvenilirlik $\leftrightarrow$ Cevap Verme 0.951 ve Tatmin $\leftrightarrow$ Güvenilirlik 0.933 değerleri ile ayrışma geçerliliği sorunu olabileceğini gösterebilir. Ancak ayrışma geçerliliğinde kullanılan bir diğer yöntem; AVE değerlerinin karekökü ile değişkenler arası korelasyon değerlerinin kıyaslanmasıdır (Fornell & Larcker, 1981). Bu aşamada ayrışma geçerliliği için AVE değerlerinin karekökü alınarak korelasyonlar ile karşılaştırılıp tekrar değerlendirilebilir.

Heterotrait-monotrait ratio (HTMT) - Confidence intervals				
	Original sample (O)	Sample mean (M)	2.5%	97.5%
FİZİKSEL <-> CEVAP VERME	0.831	0.832	0.735	0.917
GÜVENİLİRLİK <-> CEVAP VER...	0.951	0.952	0.875	1.016
GÜVENİLİRLİK <-> FİZİKSEL	0.852	0.852	0.738	0.939
KATILIM <-> CEVAP VERME	0.477	0.480	0.339	0.617
KATILIM <-> FİZİKSEL	0.633	0.632	0.503	0.747
KATILIM <-> GÜVENİLİRLİK	0.513	0.513	0.366	0.647
SADAKAT <-> CEVAP VERME	0.767	0.768	0.674	0.856
SADAKAT <-> FİZİKSEL	0.799	0.799	0.680	0.890
SADAKAT <-> GÜVENİLİRLİK	0.865	0.867	0.792	0.930
SADAKAT <-> KATILIM	0.669	0.667	0.539	0.778
TATMİN <-> CEVAP VERME	0.863	0.863	0.777	0.938
TATMİN <-> FİZİKSEL	0.836	0.835	0.736	0.916
TATMİN <-> GÜVENİLİRLİK	0.933	0.934	0.873	0.987
TATMİN <-> KATILIM	0.644	0.643	0.516	0.754
TATMİN <-> SADAKAT	0.902	0.903	0.833	0.962

Şekil.17. HTMT Sonuç Ekranı

Yine çalışma sayfasının sol tarafında Kalite kriterlerinin altında modelin uyumunu gösteren “**Model Fit**” Bölümü vardır. Şekil 18’de gösterilen bölümde modelin SRMR (Standardized Root Mean Square Residual), d_ ULS (Squared Euclidean distance) ve d_ G (Geodesic distance) bilgileri yer almaktadır.

▼ Model fit

SRMR

d_ ULS

d_ G

Şekil.18. Model Uyum İyiliği Kriterleri Menüü

Varsayımlarsağlandıktan sonra araştırmacılar, önceliklesaturated(doygun) model fit değerlerine yani, tüm parametrelerin serbest bırakıldığı modelin veriye uyumuna bakar. Sonuçlar gözlenen ve tahmin edilen kovaryanslar arasındaki farkı gösteren SRMR’nin 0,08’den düşük olduğunu gösteriyorsa (Hu & Bentler, 1998) ve tam model uyumu testi anlamlı değilse (d_ ULS ve d_ G < %95 veya < %99 önyükleme yüzdesi olmalıdır), ortak faktör modellemesine odaklanan tutarlı PLS tahminini tercih etmelidir. Model

uyum kriterleri tatmin edici bir sonuç vermezse, araştırmacıların göz önünde bulundurması gereken iki alternatif çözüm vardır (Cheah et al., 2018);

İlk olarak; eğer ölçüm modeli uyumu zayıfsa, araştırmacılar öncelikle kalıntı korelasyon matrisini incelemelidir. Kalıntılar 2,5'in altında ise sorun yoktur; yani 2,5–4,0 arasındaki değerler dikkate alınmalı ama genellikle model değişikliğini gerektirmez. Ancak kalıntı 4,0'ın üzerinde ise modelde ciddi uyumsuzluk vardır ve ilgili ögenin çıkarılması gerekebilir. Kalıntılar modelin iyiliğini değerlendirmede tanışal bir araç olarak kullanılır.

İkinci olarak; zayıf model uyumu, araştırmacının modelinin yanlış olduğunu göstermez; aksine, verilerden daha fazla bilgi elde edilebileceğine işaret eder (Jöreskog, 1969). Özellikle bileşik tabanlı veri popülasyonlarında, geleneksel PLS tahmini, yansıtıcı modeller için PLSc'ye kıyasla daha uygun sonuçlar vermektedir. PLSc, örneklem büyüklüğü artsa dahi bileşik tabanlı popülasyonda önyargılı tahminler üretebilir (Sarstedt et al., 2016). Bu nedenle, verilerin doğası bilinmediğinde yansıtıcı ölçüm modellerinin değerlendirilmesinde geleneksel PLS yöntemi tercih edilmelidir. Öte yandan, ortak faktör popülasyonlarından veri tahmini amaçlandığında PLSc, dört veya daha fazla göstergeli modellerde ve yeterli büyüklükteki örneklem (n $\geq$ 250) kullanıldığında, katsayıların ortalama mutlak hatasını azaltarak daha doğru sonuçlar sunmaktadır (Sarstedt et al., 2016).

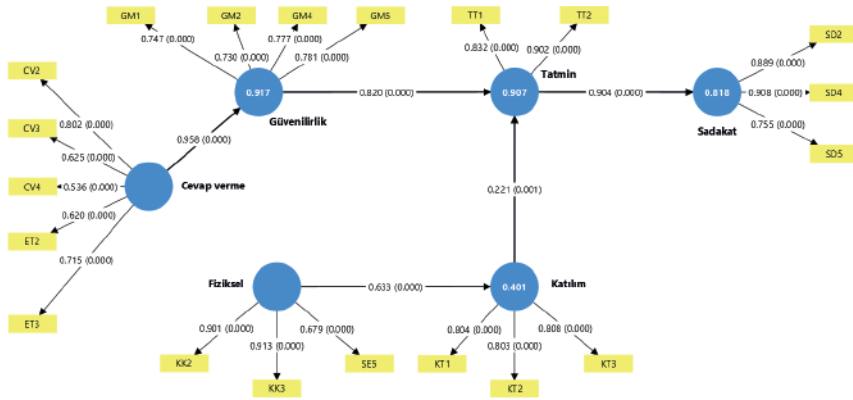
Modelin uyum iyiliğini gösteren kriterler birleştirilerek Tablo 3'te verilmiştir. Bu bulgular, geleneksel PLS-SEM için, hem doygun (Saturated) hem de tahmin edilen modellerde (Estimated) SRMR, dULS ve dG sonucunun bootstrap dağılımlarının %99 yüzdelik değerlerini aştığı göstermiştir. Bu nedenle aynı örnek Consistent PLS Bootstrapping (Tutarlı Önyükleme) yöntemi ile tekrar analiz edilecek ve sonuçlarda farklılık gösterip göstermediği belirlenecektir.

Tablo.3. Model Uyum Kriterleri

Saturated model	Değer	95%	99%
SRMR	0.077	0.053	0.057
dULS	1.255	0.597	0.689
dG	0.621	0.428	0.462
Estimated model	Değer	95%	99%
SRMR	0.116	0.084	0.093
dULS	2.808	1.481	1.815
dG	0.691	0.446	0.489

Tutarlı önyükleme, tutarlı PLS-SEM (PLSc-SEM) algoritmasını kullanır. Önyükleme, yol katsayıları, Cronbach alfa, HTMT ve R^2 değerleri gibi çeşitli PLS-SEM sonuçlarının istatistiksel önemini test etmeye izin veren parametrik olmayan bir prosedürdür.

Modelin başka bir yöntemle tahminlenmesi için tekrar  Calculate sembolüne tıklanır ve Consistent PLS Bootstrapping yöntemi seçilir. Böylelikle hesaplama başlatılır. Şekil 19'da hesaplama sonucu modelin grafik gösterimi mevcuttur. Yapılan bu hesaplamaların detaylı sonuçları ve geçerlilik değerleri sırasıyla aşağıda gösterilmiştir.



Şekil.19. Hesaplanan PLSc-SEM Modelinin Grafik Çıktısı

Şekil 20 gizil değişkenler arasındaki Path katsayılarını, Şekil 21 ise değişkenler arasındaki dolaylı ilişkileri göstermektedir. Sonuçlara göre tüm gizil değişkenlerin anlamlı olduğu ve Katılım değişkeninin Tahmin üzerindeki etkisi dışındaki tüm değişkenlerin arasındaki ilişki katsayılarında artış olduğu görülmektedir. Ancak aynı artış dolaylı etkiler üzerinde görülmemektedir. Dolaylı etkilerden Cevap Verme boyutunun güvenilirlik ve tatmin üzerinden Sadakat üzerine etkisi dışında tüm dolaylı etkilerde ilk yöntemle göre azalma olduğu görülmüştür.

Path coefficients - Mean, STDEV, T values, p values					
	Original sample (O)	Sample mean (M)	Standard deviation (STDEV)	T statistics (O/STDEV)	P values
Cevap verme -> Güvenilirlik	0.958	0.960	0.033	29.402	0.000
Fiziksel -> Katılım	0.633	0.633	0.062	10.269	0.000
Güvenilirlik -> Tatmin	0.820	0.822	0.054	15.187	0.000
Katılım -> Tatmin	0.221	0.218	0.068	3.246	0.001
Tatmin -> Sadakat	0.904	0.906	0.032	27.903	0.000

Şekil.20. Path Katsayıları Sonuç Ekranı

Specific indirect effects - Mean, STDEV, T values, p values					
	Original sample (O)	Sample mean (M)	Standard deviation (STDEV)	T statistics (O/STDEV)	P values
Güvenilirlik -> Tatmin -> Sadakat	0.741	0.745	0.054	13.658	0.000
Katılım -> Tatmin -> Sadakat	0.200	0.198	0.063	3.181	0.001
Cevap verme -> Güvenilirlik -> Tatmin	0.785	0.789	0.059	13.261	0.000
Fiziksel -> Katılım -> Tatmin	0.140	0.138	0.046	3.022	0.003
Cevap verme -> Güvenilirlik -> Tatmin -> Sadakat	0.710	0.715	0.059	12.090	0.000
Fiziksel -> Katılım -> Tatmin -> Sadakat	0.127	0.126	0.043	2.959	0.003

Şekil.21. Dolaylı Etkiler Sonuç Ekranı

Şekil 22 ve 23 ise ölçüm modeli ilişkilerini ifade eden gösterge değişkenlerin yüklemeleri ve ağırlıklarını göstermektedir. Gösterge değişkenlerinin yüklerinde ilk yöntemle göre bazı değerlerin yükseldiği bazılarının ise düştüğü görülmektedir. Ancak hepsi anlamlı ve yapının üzerinde orta düzeyde güçlüdür. Gösterge değişken ağırlıkları ise ilk modelle aynı sonuçlara sahiptir.

Outer loadings - Mean, STDEV, T values, p values					
	Original sample (O)	Sample mean (M)	Standard deviation (STDEV)	T statistics (O/STDEV)	P values
CV2 <- Cevap verme	0.802	0.800	0.050	16.035	0.000
CV3 <- Cevap verme	0.625	0.623	0.054	11.588	0.000
CV4 <- Cevap verme	0.536	0.535	0.059	9.033	0.000
ET2 <- Cevap verme	0.620	0.618	0.070	8.871	0.000
ET3 <- Cevap verme	0.715	0.713	0.059	12.205	0.000
GM1 <- Güvenilirlik	0.747	0.747	0.052	14.451	0.000
GM2 <- Güvenilirlik	0.730	0.731	0.049	14.786	0.000
GM4 <- Güvenilirlik	0.777	0.777	0.047	16.361	0.000
GM5 <- Güvenilirlik	0.781	0.781	0.037	20.856	0.000
KK2 <- Fiziksel	0.901	0.901	0.056	16.174	0.000
KK3 <- Fiziksel	0.913	0.911	0.057	16.072	0.000
KT1 <- Katılım	0.804	0.801	0.060	13.305	0.000
KT2 <- Katılım	0.803	0.801	0.057	14.015	0.000
KT3 <- Katılım	0.808	0.808	0.060	13.408	0.000
SD2 <- Sadakat	0.889	0.887	0.034	25.812	0.000
SD4 <- Sadakat	0.908	0.907	0.036	25.560	0.000
SD5 <- Sadakat	0.755	0.754	0.048	15.625	0.000
SE5 <- Fiziksel	0.679	0.675	0.074	9.190	0.000
TT1 <- Tatmin	0.832	0.832	0.033	25.124	0.000
TT2 <- Tatmin	0.902	0.901	0.025	36.466	0.000

Şekil.22. Gösterge Değişken Yükleri Sonuç Ekranı

Outer weights - Mean, STDEV, T values, p values					
	Original sample (O)	Sample mean (M)	Standard deviation (STDEV)	T statistics (O/STDEV)	P values
CV2 <- Cevap verme	0.325	0.326	0.026	12.659	0.000
CV3 <- Cevap verme	0.254	0.253	0.020	12.864	0.000
CV4 <- Cevap verme	0.218	0.217	0.020	10.680	0.000
ET2 <- Cevap verme	0.252	0.251	0.024	10.319	0.000
ET3 <- Cevap verme	0.290	0.290	0.021	13.688	0.000
GM1 <- Güvenilirlik	0.298	0.298	0.016	18.546	0.000
GM2 <- Güvenilirlik	0.291	0.291	0.017	17.208	0.000
GM4 <- Güvenilirlik	0.310	0.310	0.018	17.599	0.000
GM5 <- Güvenilirlik	0.312	0.312	0.016	19.809	0.000
KK2 <- Fiziksel	0.404	0.406	0.031	12.963	0.000
KK3 <- Fiziksel	0.409	0.409	0.023	17.757	0.000
KT1 <- Katılım	0.380	0.380	0.027	14.235	0.000
KT2 <- Katılım	0.380	0.380	0.026	14.875	0.000
KT3 <- Katılım	0.382	0.383	0.026	14.880	0.000
SD2 <- Sadakat	0.385	0.385	0.017	22.954	0.000
SD4 <- Sadakat	0.393	0.394	0.018	22.247	0.000
SD5 <- Sadakat	0.327	0.327	0.013	25.933	0.000
SE5 <- Fiziksel	0.304	0.303	0.027	11.343	0.000
TT1 <- Tatmin	0.513	0.513	0.011	46.828	0.000
TT2 <- Tatmin	0.556	0.556	0.015	37.062	0.000

Şekil.23. Gösterge Değişken Ağırlıkları Sonuç Ekranı

İçsel gizil değişkenlerin açıklama gücünü gösteren Tablo 4'te Güvenilirlik değişkeni %91 ile en yüksek açıklama gücüne sahip değişkendir. Katılım ise %39 ile en düşük açıklama gücüne sahiptir. Ancak buna rağmen ilk yöntemle göre daha yüksek değere sahiptir. Tablo 4'teki R^2 değerleri ilk değerler ile karşılaştırıldığında daha yüksek olduğu görülmektedir.

Tablo.4. Değişkenlerin R^2 Değerleri

	R^2	R^2 Adj
Güvenilirlik	0.917	0.917
Katılım	0.401	0.397
Sadakat	0.818	0.817
Tatmin	0.907	0.906

Tablo 5 modelin yakınsak geçerliliğini gösteren AVE, CR ve Cronbach's Alpha değerlerinin bir arada gösteren bir tablodur. Modelin açıklanan varyans değerlerinden Cevap verme değişkeni dışında tüm değerler 0.50'nin üstünde, Cevap verme ise 0.50'nin altındadır. Ancak CR değeri 0.7'den büyük olduğu için tamamen elenmesi gerekmez. Ayrıca tüm değişkenlerin CR, ρ_A ve Cronbach's Alpha değerleri oldukça yüksektir. Böylelikle modelin yakınsak geçerliliğinin sağlanmış olduğu kabul edilebilir.

Tablo.5. Değişkenlerin Yakınsak Geçerlilik Sonuçları

	AVE	CR	Cronbach's Alpha	ρ_A
Cevap verme	0.443	0.809	0.796	0.809
Fiziksel	0.702	0.891	0.874	0.891
Güvenilirlik	0.576	0.845	0.845	0.845
Katılım	0.648	0.847	0.847	0.847
Sadakat	0.728	0.895	0.888	0.895
Tatmin	0.753	0.861	0.859	0.861

Yakınsak geçerliliğinden sonra ayrışma geçerliliğini kontrol etmek için programın sunduğu HTMT değeri incelenir. Şekil 24'te modelin HTMT değerleri yer almaktadır. Tatmin <-> Sadakat (0.902), Güvenilirlik <-> Cevap Verme (0.951) ve Tatmin <-> Güvenilirlik (0.933) sonuçları ile ayrışma geçerliliği sorununun bu yöntemde de devam ettiği görülmektedir. Bu boyutların ankette tekrar gözden geçirilmesi gerekmektedir.

Heterotrait-monotrait ratio (HTMT) - Confidence intervals				
	Original sample (O)	Sample mean (M)	2.5%	97.5%
Fiziksel <-> Cevap verme	0.831	0.832	0.735	0.917
Güvenilirlik <-> Cevap verme	0.951	0.952	0.875	1.016
Güvenilirlik <-> Fiziksel	0.852	0.852	0.738	0.939
Katılım <-> Cevap verme	0.477	0.480	0.339	0.617
Katılım <-> Fiziksel	0.633	0.632	0.503	0.747
Katılım <-> Güvenilirlik	0.513	0.513	0.366	0.647
Sadakat <-> Cevap verme	0.767	0.768	0.674	0.856
Sadakat <-> Fiziksel	0.799	0.799	0.680	0.890
Sadakat <-> Güvenilirlik	0.865	0.867	0.792	0.930
Sadakat <-> Katılım	0.669	0.667	0.539	0.778
Tatmin <-> Cevap verme	0.863	0.863	0.777	0.938
Tatmin <-> Fiziksel	0.836	0.835	0.736	0.916
Tatmin <-> Güvenilirlik	0.933	0.934	0.873	0.987
Tatmin <-> Katılım	0.644	0.643	0.516	0.754
Tatmin <-> Sadakat	0.902	0.903	0.833	0.962

Şekil.24.HTMT Sonuç Ekranı

Son olarak modelin genel uyumunu gösteren Tablo 6'daki Sonuçlar, kavramsal modelin reflektif ilişki için, PLSc-SEM'in geleneksel PLS-SEM'e göre daha iyi bir uyum sergilediğini göstermektedir. Hem doygun hem de

tahmin edilen modeller için PLS'e ait dULS ve dG, bootstrap dağılımlarının %99'luk yüzdelik değerini aşmadığını ortaya koymaktadır. Ayrıca SRMR uyum değerlerinin 0.08 eşik değerinin altında olduğunu göstermiştir. Sonuç olarak PLS-SEM'in uyum iyiliği değerlendirmesinde daha iyi performans gösterdiği görülmektedir.

Tablo.6. Model Uyum Kriterleri

Saturated model	Değer	95%	99%
SRMR	0.061	0.051	0.061
dULS	0.780	0.554	0.784
dG	0.486	0.374	0.516
Estimated model	Değer	95%	99%
SRMR	0.065	0.061	0.071
dULS	0.885	0.787	1.045
dG	0.500	0.392	0.506

PLS-SEM, çeşitli sosyal bilim disiplinlerinde uygulamasını genişleterek metodolojik olarak gelişmeye devam etmektedir. Geliştirilen yeni uyum iyiliği kriterleri sonuçların kapsamlı ve şeffaf bir şekilde raporlanması için, ikincil veri kullanımının artması ise yöntemin daha fazla disiplinde araç olarak kullanılmasına vesile olmaktadır. Bazı eleştiriler mevcut olsa da birçok araştırmacı, özellikle tahmin ve keşifsel modelleme için tamamlayıcı bir SEM tekniği olarak değerini kabul etmektedir. Sonuç olarak, PLS-SEM, dikkatli bir şekilde uygulandığında ve raporlandığında araştırmacılar için değerli bir yöntemdir ve tahmin odaklı ve keşifsel yapısal eşitlik modellemesi için benzersiz yetenekler sunmaktadır. Devam eden metodolojik gelişmeler, PLS-SEM'in kullanılabilirliğini ve uygulama alanlarını artırmaya, sosyal bilimlerin sahip olduğu dezavantajların azalmasına yardımcı olacaktır. Kısıtların ortadan kalkması çalışmaların çeşitlenmesine, sorunların belirlenmesine ve bu sorunların çözümü noktasında fayda sağlayacaktır. Ayrıca ikincil veri üzerinde çalışmayı mümkün kılması, araştırmacıların daha geniş veri setlerinden yararlanarak maliyet ve zaman açısından verimli çalışmalar yürütmesine ve araştırma odağını doğrulayıcı modellemeden nedensel-öngörüsül modellemeye kaydıracaktır.

ÖZET

Bu bölümde son yıllarda sıklıkla kullanılan PLS-SEM yönteminin tanıtımı yapılmış ve SmartPLS programı aracılığı ile çözümü anlatılmaya çalışılmıştır. PLS-SEM çalışmacıları çoğu zaman zorlayan normallik varsayımı gibi her zaman sağlanması mümkün olmayan varsayımlardan muaf olması ve çok

boyutlu problemlerin analizinde kullanılabilmesi nedeniyle araştırmacılara kolaylık sağlayan bir modeldir. Bu nedenle birçok alanda olduğu gibi ekonometrik çalışmalarda da sıklıkla kullanılmaktadır.

Ayrıca, PLS-SEM yalnızca sosyal bilimlerde değil, pazarlama, sağlık, mühendislik ve bilgi sistemleri gibi farklı disiplinlerde de yaygın olarak tercih edilmektedir. Özellikle örneklem boyutunun kısıtlı olduğu ya da model yapısının karmaşık olduğu durumlarda, klasik SEM yöntemlerine göre daha avantajlıdır.

Doğru yaklaşım izlendiğinde, PLS-SEM yöntemi değişkenler arası ilişkileri detaylı ve toplu olarak incelemeye olanak tanır. Ayrıca grafik gösterimi sayesinde çıktıların yorumlanması kolaylaşır. Ölçüm ve yapısal modellerin ayrı ayrı değerlendirilmesi, modelin güvenilirliğini artırmakta ve hipotezlerin istatistiksel olarak anlamlı biçimde test edilmesini sağlamaktadır.

Model analizleri için üretilmiş kullanıcı dostu paket programların varlığı da yöntemin tercih edilmesine katkı sağlamıştır. SmartPLS yazılımı, görsel modelleme arayüzü ve ileri düzey istatistiksel analiz seçenekleri sayesinde kullanım kolaylığı sunmaktadır. Bu kolaylığına rağmen yine de model kurma aşamalarında titiz davranılması ve uyum kriterlerinin dikkate alınması gerekmektedir.

Kaynaklar

- Bagozzi, R. P. (2007). On the meaning of formative measurement and how it differs from reflective measurement: Comment on Howell, Breivik, and Wilcox (2007).
- Bollen, K., & Lennox, R. (1991). Conventional wisdom on measurement: A structural equation perspective. *Psychological bulletin*, 110(2), 305.
- Bollen, K. A. (1989). *Structural equations with latent variables*. John Wiley & Sons.
- Bulut, E., & Alın, A. (2009). Kısmi En Küçük Kareler Regresyon Yöntemi Algoritmalarından Nipals ve Pls-Kernel Algoritmalarının Karşılaştırılması Ve Bir Uygulama. *Dokuz Eylül Üniversitesi İktisadi İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*, 24(2), 127-138.
- Cheah, J.-H., Memon, M. A., Chuah, F., Ting, H., & Ramayah, T. (2018). Assessing reflective models in marketing research: A comparison between pls and plsc estimates. *International Journal of Business & Society*, 19(1).
- Chin, W. W. (1998). The partial least squares approach to structural equation modeling. *Modern methods for business research*, 295(2), 295-336.
- Cokluk, O., Sekercioglu, G., & Büyüköztürk, S. (2010). Sosyal bilimler için çok degiskenli istatistik SPSS ve LISREL uygulamaları. *Ankara: Pegem Akademi*.
- Diamantopoulos, A. (2006). The error term in formative measurement models: interpretation and modeling implications. *Journal of modelling in management*, 1(1), 7-17.
- Dijkstra, T. K., & Henseler, J. (2015). Consistent partial least squares path modeling. *MIS quarterly*, 39(2), 297-316.
- Efron, B. (1987). Better bootstrap confidence intervals. *Journal of the American statistical Association*, 82(397), 171-185.
- Fornell, C., & Larcker, D. F. (1981). Evaluating structural equation models with unobservable variables and measurement error. *Journal of marketing research*, 18(1), 39-50.
- Götz, O., Liehr-Gobbers, K., & Krafft, M. (2009). Evaluation of structural equation models using the partial least squares (PLS) approach. In *Handbook of partial least squares: Concepts, methods and applications* (pp. 691-711). Springer.
- Grace, J. B., & Bollen, K. A. (2008). Representing general theoretical concepts in structural equation models: the role of composite variables. *Environmental and Ecological Statistics*, 15, 191-213.
- Hair, J. F., Black, W. C., Babin, B. J., Anderson, R. E., & Tatham, R. (2006). Multivariate data analysis . Uppersaddle River. In: NJ: Pearson Prentice Hall.

- Hair, J. F., Hult, G., Ringle, C. M., & Sarstedt, M. (2017a). A primer on partial least squares structural modelling (PLS-SEM). *International Journal of Research & Method in Education*, 38(2).
- Hair, J. F., Risher, J. J., Sarstedt, M., & Ringle, C. M. (2019). When to use and how to report the results of PLS-SEM. *European business review*, 31(1), 2-24.
- Hair, J. F., Sarstedt, M., Hopkins, L., & G. Kuppelwieser, V. (2014). Partial least squares structural equation modeling (PLS-SEM) An emerging tool in business research. *European business review*, 26(2), 106-121.
- Hair, J. F., Sarstedt, M., & Ringle, C. M. (2019). Rethinking some of the rethinking of partial least squares. *European journal of marketing*, 53(4), 566-584.
- Heise, D. R. (1972). Employing nominal variables, induced variables, and block variables in path analyses. *Sociological methods & research*, 1(2), 147-173.
- Henseler, J. (2017). Partial least squares path modeling. In *Advanced methods for modeling markets* (pp. 361-381). Springer.
- Henseler, J., Hubona, G., & Ray, P. A. (2016a). Using PLS path modeling in new technology research: updated guidelines. *Industrial Management & Data Systems*, 116(1), 2-20.
- Henseler, J., Ringle, C. M., & Sarstedt, M. (2015). A new criterion for assessing discriminant validity in variance-based structural equation modeling. *Journal of the academy of marketing science*, 43, 115-135.
- Henseler, J., Ringle, C. M., & Sarstedt, M. (2016b). Testing measurement invariance of composites using partial least squares. *International marketing review*, 33(3), 405-431.
- Höskuldsson, A. (1988). PLS regression methods. *Journal of chemometrics*, 2(3), 211-228.
- Hu, L.-t., & Bentler, P. M. (1998). Fit indices in covariance structure modeling: Sensitivity to underparameterized model misspecification. *Psychological methods*, 3(4), 424.
- Jarvis, C. B., MacKenzie, S. B., & Podsakoff, P. M. (2003). A critical review of construct indicators and measurement model misspecification in marketing and consumer research. *Journal of consumer research*, 30(2), 199-218.
- Jöreskog, K. G. (1969). A general approach to confirmatory maximum likelihood factor analysis. *Psychometrika*, 34(2), 183-202.
- Kline, R. B. (2006). Reverse arrow dynamics: Formative measurement and feedback loops. *Structural equation modeling: A second course*, 43-68.
- Lee, N., & Cadogan, J. W. (2013). Problems with formative and higher-order reflective variables. *Journal of Business Research*, 66(2), 242-247.
- Lohmöller, J.-B. (1989). *Latent Variable Path Modeling with Partial Least Squares*.

- Marcoulides, G. A., Chin, W. W., & Saunders, C. (2009). Foreword: a critical look at partial least squares modeling. *MIS quarterly*, 33(1), 171-175.
- Mueller, R. O., & Hancock, G. R. (2018). Structural equation modeling. In *The reviewer's guide to quantitative methods in the social sciences* (pp. 445-456). Routledge.
- Olmez, A. (2018). *Partial least squares method for the analysis of gene expression data* Dokuz Eylul Universitesi (Turkey)].
- Rigdon, E. E. (2012). Rethinking partial least squares path modeling: In praise of simple methods. *Long range planning*, 45(5-6), 341-358.
- Ringle, C., Wende, S., & Becker, J. (2024). SmartPLS 4. Bönningstedt: SmartPLS. Retrieved from <https://www.smartpls.com>. In.
- Rönkkö, M., & Evermann, J. (2013). A critical examination of common beliefs about partial least squares path modeling. *Organizational Research Methods*, 16(3), 425-448.
- Sarstedt, M., Hair, J. F., Ringle, C. M., Thiele, K. O., & Gudergan, S. P. (2016). Estimation issues with PLS and CBSEM: Where the bias lies! *Journal of Business Research*, 69(10), 3998-4010.
- Sarstedt, M., Ringle, C. M., & Hair, J. F. (2017). Treating unobserved heterogeneity in PLS-SEM: A multi-method approach. In *Partial least squares path modeling: Basic concepts, methodological issues and applications* (pp. 197-217). Springer.
- Shmueli, G. (2010). To explain or to predict? *Statistical science*, 289-310.
- Shmueli, G., Ray, S., Estrada, J. M. V., & Chatla, S. B. (2016). The elephant in the room: Predictive performance of PLS models. *Journal of Business Research*, 69(10), 4552-4564.
- Sümer, N. (2000). Yapısal Eşitlik Modelleri: Temel Kavramlar ve Örnek Uygulamalar. *Türk Psikoloji Yazıları*.
- Şencan, H. (2005). Sosyal ve davranışsal ölçümlerde geçerlilik ve güvenirlik. *Ankara: Seçkin Matbaası*.
- Tenenhaus, M. (2004). PLS regression and PLS path modeling for multiple table analysis. COMPSTAT 2004—Proceedings in Computational Statistics: 16th Symposium Held in Prague, Czech Republic, 2004,
- Türkyılmaz, A., & Özkan, C. (2007). Development of a customer satisfaction index model: An application to the Turkish mobile phone sector. *Industrial Management & Data Systems*, 107(5), 672-687.
- Vinzi, V. E., Trinchera, L., & Amato, S. (2009). PLS path modeling: from foundations to recent developments and open issues for model assessment and improvement. *Handbook of partial least squares: Concepts, methods and applications*, 47-82.

- Westland, J. C. (2015). Partial least squares path analysis. In *Structural equation models: From paths to networks* (pp. 23-46). Springer.
- Wold, H. (1966). Estimation of principal components and related models by iterative least squares. *Multivariate analysis*, 391-420.

Ekonometrik Model Varsayımları ve Olası İhlaller

Engin Bekar¹

Özet

Bu bölümde ekonometrik modelleri matematiksel modellerden ayıran “rassal hata terimi” tanımından yola çıkılarak ekonometrik modellerin uygunluğuna karar verilmesini sağlayan rassal hata terimine ilişkin varsayımlar üzerinde ayrıntılı olarak durulacaktır. Bu hedef doğrultusunda öncelikle, en kritik öneme sahip olan “Her bir hata teriminin koşullu beklenen değeri sıfırdır.” varsayımının araştırmacılara ne söylediği, bu varsayımın sağlanmaması durumunda uygulamada karşılaşılabilecek problemler ve bunlara ilişkin çözüm önerileri geniş bir biçimde ele alınacaktır. Birçok kaynakta ulaşılabilecek teorik bilgiler için okuyucu güvenilir kaynaklara yönlendirilecek olup bu kitap bölümünde asıl olarak, satır aralarında kalan önemli bilgiler okuyucunun dikkatine olabildiğince sade bir anlatımla sunulacaktır. Böylece gereksiz tekrarlardan kaçınılıp bölümün orijinalliği ön planda tutulacak ve okuyucunun bölümden en yüksek faydayı sağlaması mümkün olacaktır. Verinin yatay kesit verisi ya da zaman serisi verisi olmasına göre değişen olası yollar değerlendirilecektir. Kritik varsayımın değerlendirilmesini takiben diğer stokastik varsayımların incelenmesine geçilecektir. Her bir hata teriminin sabit varyanslı olduğu varsayımı, hata terimleri arasında otokorelasyon olmaması varsayımı, bağımsız değişkenler ile hata terimi arasında ilişki olmaması varsayımı, her bir hata teriminin normal dağılması varsayımı incelenip ihlaller durumunda ortaya çıkacak sonuçlar ve ilgili çözüm önerileri birlikte değerlendirilecektir. Ayrıca çalışma boyunca yapılacak teorik değerlendirmelerde bölümün bağlamını aşmayacak şekilde geleneksel ekonometrik yaklaşımlardan yola çıkılıp güncel ekonometrik yaklaşımlara doğru bir seyir izlenecektir. Böylelikle alt bölümün içeriğinin ve başlığının kitabın başlığı ile de doğrudan bağlantısı kurulmuş olacaktır.

1 Dr. Öğr. Üyesi, Erzurum Teknik Üniversitesi, engin.bekar@erzurum.edu.tr,
ORCID ID: 0000-0002-9252-990X

GİRİŞ

Ekonometri, “*deneyisel olmayan (gözlemsel)*” verilerle analiz yapılabilmesi için ortaya koyulmuş ölçüm yöntemleri bütünü olup, bu yönüyle matematiksel istatistikten ayrılmaktadır. Gözlemsel veri ifadesi, araştırmacının veri toplamadaki pasif rolüne vurgu yapmaktadır. Deneyisel veriler, sıklıkla fen bilimlerinde karşılaşılan ve denetimli ortamlarda elde edilen verilerdir (Wooldridge, 2008: 2). Deneyisel veri ile çalışılan bilim dallarında değişkenler arasındaki “sebep-sonuç ilişkisi” kesin bir biçimde ortaya koyulabilirken ekonometride bu durum genellikle mümkün olamamaktadır. Bir kişinin üniversite mezunu olup çalışmaya başlamış haliyle üniversite mezunu olmayıp çalışmaya başlamış halini aynı anda karşılaştırıp kişinin üniversite mezunu olmasının aldığı ücret üzerindeki net etkisini ölçmek mümkün değildir. İnsanların birbirlerinin özdeşi olmaması yani az ya da çok birbirlerinden farklılıklar göstermeleri bunun başlıca sebebi olarak ifade edilebilir.

Deneyisel olmayan veri, değişkenler arası ilişkilerde ters nedenselliğe sebebiyet verebilmektedir. Örneğin bir ülkede, lise mezunlarından yüksek yaşam boyu gelir beklentisi olanlar üniversiteye gitmeme eğiliminde olabilirken düşük beklentiye sahip olanlar üniversiteye gitme konusunda olumlu yönde bir eğilim gösterebilmektedir. Bu durumda zaman içinde, gelirlerden üniversite mezunu olmaya doğru bir “ters nedensellik” ortaya çıkmaktadır. “Sonuca yönelik beklenti” kaynaklı ters yönlü örüntü zamanla verilere egemen olmakta ve değişkenler arasındaki beklenen nedensel etkinin büyüklüğünü ve/veya işaretini bozmaktadır.

Ters nedenselliği daha net açıklayabilmek amacıyla, gelir ile üniversite mezunu olma arasındaki gelire doğru beklenen nedensel ilişkiyi yeniden ele alalım. Kişinin kendisini farklı yönlerden geliştirmesinin ve mesleki alt yapı kazanmasının, üniversite eğitimi alma kararı üzerinde etkili “temel etken” olduğu söylenebilir. İlgili yaş grubunda üniversiteye gitme hususunda olması gereken bu motivasyonun, gelecekte yüksek gelir elde etme ya da sosyal statü atlama gibi sonuca yönelik beklentilere dönüşmesi durumunda zamanla gelirden veya sosyal statüden üniversite mezunu olmaya doğru ortaya çıkabilen “*ters nedensellik*”, incelenen ilişkide sebebe ilişkin temel etkenin es geçildiğinin ve sadece sonuçlara odaklanıldığının bir göstergesidir. Bu durum, nedensel ilişkilerde bozulmaya ve bunun sonucu olarak da sapmaya yol açmaktadır.

İki yönlü nedensellik, eşanlı olarak ya da eşanlı olmayarak kendini gösterebilmektedir. Değişkenler arasındaki muhtemel nedensellik tek yönlü de olabilmektedir. Burada dikkat edilmesi gereken nokta, nedenselliğe ilişkin beklentinin teorik bir dayanağının olmasıdır. Dayanağı olmayan

türden nedenselliğe “Ters Nedensellik” adı verilebilir. Bir ilişkide, sebep üzerinde etkili olan temel etken yerine sonuca ilişkin beklentinin esas alınmasının nedensel ilişkide bozulmaya yol açması ve bu durumun model belirleme aşaması öncesinde gerçekleşmesi, ters nedenselliğin model belirleme hatasından bağımsız bir problem olduğunun bir göstergesi olarak değerlendirilebilir.

Önceki paragraflarda bahsedilen sebepler, bir değişkenin diğer bir değişken üzerindeki net etkisinin ölçülmesinin önünde engel teşkil etmektedir. Ekonometrik yöntemler ise bu tür sorunlara karşı çözüm yolları sunmaktadır. Bu teorik çalışmanın temel amacı, ekonometrik model kurma sürecinde gerekli varsayımların ve bunların ihlal edilmesi durumunda karşılaşılabilecek problemlerin ortaya koyulması ile bu problemlere çözüm önerilerinin sunulmasıdır.

1. EKONOMETRİK MODEL VE RASSALLIK İLKESİ

Ekonometrik model kurmanın temel amacı, istatistiksel araçlardan yararlanarak bütüne ilişkin çıkarsama yapmaktır. Burada, tek tek birimlerin gözlemlenmesinden yola çıkarak genellevarma işlemi söz konusudur. Bilimlerin genelleyici olma özelliği gereği elde edilen sonuçlar genelleştirilemediğinde, sadece betimleme yapılmış olur ve elde edilen bulgular farklı çalışmalara dayanak oluşturamaz.

Anakütle çoklu doğrusal regresyon modeli en sade haliyle aşağıdaki gibi yazılabilmektedir:

$$Y_i = \beta_0 + \beta_1 X_{1i} + \beta_2 X_{2i} + u_i, \quad i = 1, 2, \dots, n \quad (1)$$

Burada Y_i , bağımlı değişken; X_{1i} ve X_{2i} bağımsız değişkenler ve u_i , rassal hata terimidir. $\beta_0, \beta_1, \beta_2$ ise anakütle regresyon modeli parametreleri olmaktadır. Ayrıca i , yatay kesit verisinin alt imi olup anakütle birimlerinin numaralarını göstermektedir. Zaman serileri ile çalışırken i alt iminin yerini t alt imi almaktadır. Model tahmin edildikten sonra bağımsız değişken değerleri modelde yerine koyulduğunda, bağımlı değişken ortalamasının ne olacağı modelden tahmin edilebilmektedir.

(1) numaralı modelin “anakütle regresyon modeli” olarak adlandırılması, incelenen konudaki teorik çerçeveye ve mevcut literatüre dayanarak belirlenen “hedef model” olması sebebiyledir. Genellikle anaküteller çok fazla sayıda birimden oluştuğu için ilgili anakütleyi iyi temsil edecek bir örneklemin seçilmesiyle bu model tahmin edilmekte ve elde edilen sonuçlar anakütleyle genelleştirilmektedir.

Tahmin edilen modelin bir ücret modeli olduğunu düşünelim. Araştırma sorusu, Erzurum'daki özel sektör ücretlerindeki değişimi belirleyen faktörlerin, ortalama ücretlerdeki ($\hat{Y}_i$) değişimi ne yönde ve ne büyüklükte etkilediği şeklinde olsun. Modeldeki bağımsız değişkenlerin ise alınan eğitim yılı ile ölçülen eğitim değişkeni (X_{1i}) ve çalışılan yıl sayısı ile ölçülen deneyim değişkeni (X_{2i}) olduğunu düşünelim. Basitlik amacıyla Erzurum genelinde özel sektörde çalışan 1000 kişinin olduğunu yani anakütlenin 1000 kişiden oluştuğunu varsayalım. Hata payı, anakütlenin yapısı (homojen-heterojen) vb. dikkate alınarak 1000 kişi içinden yeterli sayıda kişinin uygun yöntemle örnekleme seçildiğini düşünelim. Veri seti incelendiğinde, eğitim ve deneyim düzeyleri aynı olduğu halde farklı ücretler alan kişiler olduğu görülebilecektir. Burada birimlere (bu örnekte bireylere) özgü etkileri içinde barındıran “hata terimi” ön plana çıkmaktadır. Kişiler aynı düzeyde eğitim ve deneyime sahip oldukları halde örneğin kişisel özelliklerinden dolayı farklı ücretler alabilmektedirler. Bir kişi maddi kazancı ön planda tutup daha yüksek maaşlı işleri tercih ederken aynı eğitim ve deneyim düzeyindeki diğer bir kişi, sosyal faydası yüksek işleri tercih edip daha düşük maaşla çalışmaya razı olabilmektedir. Yapılan teorik araştırma ve detaylı literatür taraması sonucunda tespit edilen önemli bağımsız değişkenlerin modelde yer alması sonrasında geriye kalan birimlere özgü rassal etkiler “hata terimi” içerisinde bulunmaktadır.

Hata teriminin rassal olması için “verinin rassal seçimi” olmazsa olmazdır. Uygun örnekleme anakütleden rassal bir biçimde seçmek suretiyle aslında anakütleyi belli bir güven düzeyinde iyi temsil eden örneklem seçilmektedir. Örnekleme seçilecek tüm birimler içerisinde, incelenen özellik bakımından birbirine benzer olanların birlikte gruplandırılarak örnekleme seçilme olasılıklarının eşit kılınmasına “rassallık” adı verilmektedir.

Örnekleme seçiminde, doğru örnekleme yönteminin kullanılması sonucunda rassallık ilkesi sağlanabilmektedir. Bu aşamada kendisinden rassal olarak birimlerin seçileceği anakütlenin özellikleri, uygun olasılıklı örnekleme yönteminin belirlenmesinde kilit rol oynamaktadır. Bu da çalışma alanının farklı yönleriyle araştırılmasını gerekli kılmaktadır. Örneğin İstanbul'daki konut fiyatlarını ele alalım. İlk etapta araştırmacının, İstanbul'un tüm ilçelerinin sosyal, kültürel, ekonomik vb. düzeyleri hakkında bilgi sahibi olması gerekmektedir. Neticede incelenen piyasadaki fiyatların oluşumunu doğru anlamak için ilgili piyasanın ve piyasayı oluşturan bileşenlerin özellikleri önem arz etmektedir. İstanbul'un ilçelerinin belirtilen düzeyler bakımından az ya da çok farklılıklar gösterdiği bilinmektedir. Bu durumun bir yansıması olarak ilçeler, konut fiyatları bakımından kendi içlerinde daha homojen iken İstanbul geneli değerlendirildiğinde birbiriyle arasında anlamlı farklılıklar

bulunan konut fiyatları dikkati çekmektedir. Fiyatların farklı düzeylerde gruplanmaları anakütlenin heterojen olduğuna işaret etmektedir.

Heterojen bir anakütle, incelenen özellik bakımından kendi içlerinde olabildiğince homojen birden fazla grubun varlığını gösterir. Anakütle heterojen iken tabiri caizse tek bir yerden çekim yapıldığında “rassallık ilkesi” sağlanmaz. Örneğin bir torbada on bir kırmızı, altı sarı ve üç mavi top varsa bunların ana renkler bakımından heterojen olduğu söylenebilir. Bunların hepsini bir yerde (sınıfta) toplar ve bu yirmi topu temsil edecek birkaç top seçecek olursak bunların seçilme olasılıkları farklı olduğundan (ilk top seçiminde bu olasılıklar 11/20, 6/20, 3/20) belki de seçilecek örnekleme hiç mavi top yer almayacaktır ya da sarı toplar yeterince temsil edilmeyecektir. Bu durumda “temsil sorunu” ortaya çıkmaktadır. Rassallık ilkesi, temsil sorununu olabildiğince azaltmak yoluyla örnekleme hatasını yani modelden elde edilen parametre tahmini ile gerçek parametre değeri arasındaki farkı en aza indirmeyi amaçlayan bir ilke olarak önem arz etmektedir.

Bu bölümde son olarak, seçilen örneklemin rassallığını bozan “Örnekleme Seçim Sapması” probleminden de bahsetmek faydalı olacaktır. Veri toplama aşamasında uygun örnekleme yöntemi kullanıldığı zannedilmesine rağmen, “bağımlı değişken tarafından yönlendirilen bir örnekleme seçim süreci” söz konusu olduğunda kullanılan yöntem uygun olmayan bir örnekleme yöntemine dönüşmektedir ve “seçim sapması” ortaya çıkmaktadır. Örneğin 1936 yılında ABD’de Demokrat Parti ve Cumhuriyetçi Parti arasındaki başkanlık seçiminin muhtemel sonuçları üzerine yapılan bir araştırmada, telefonlu araç sahiplerinin araç telefon numaralarından oluşan bir anakütle içinden rastgele numaralar seçilmiş ve telefon edilen kişilere seçimlerde tercihlerini hangi partinin adayından yana kullanacakları sorulmuştur (kademeli örnekleme tekniği). Buradaki problem, 1936 yılında telefonlu araç sahibi olanlar içinde çoğunluğu “Cumhuriyetçi Parti” seçmenlerinin oluşturmasıdır. Böylelikle sonuçlar “seçim sapması problemi” nedeniyle Cumhuriyetçi parti lehine sapmalı bulunmuştur (Stock ve Watson, 2006: 322).

2. EN KÜÇÜK KARELER (EKK) TAHMİNCİSİ VE TAHMİNCİ ÖZELLİKLERİ

Anakütledeki ilişkinin örnekleme için yazılması durumunda “örnekleme regresyon modeli” ortaya çıkmaktadır. Bu model aşağıdaki gibi yazılabilir:

$$Y_i = \underbrace{\hat{\beta}_0 + \hat{\beta}_1 X_{1i} + \hat{\beta}_2 X_{2i}}_{\hat{Y}_i} + \hat{u}_i, \quad i = 1, 2, \dots, n \quad (2)$$

Burada $\hat{\beta}_0, \hat{\beta}_1, \hat{\beta}_2$ parametre tahminleri iken $\hat{u}_i$, her bir hata teriminin tahmini olan artıkları temsil etmektedir. Model parametrelerinin tahmininde kullanılan formüllere “tahminci”, bu formüllerden elde edilen değerlere de “tahmin” adı verilmektedir.

Model parametre tahminlerinin elde edilmesinde kullanılan temel tahmin yöntemi “En Küçük Kareler (EKK) Yöntemi” olarak adlandırılmaktadır. Yöntemin işleyişinde artıklar önemli bir yere sahiptir. Artıklar ($\hat{u}_i$), (2) numaralı denklemden, $\hat{u}_i = Y_i - \hat{Y}_i$ işlemi sonucunda elde edilmektedir. Tahmin edilmiş model ise aşağıdaki gibi yazılabilir:

$$\hat{Y}_i = \hat{\beta}_0 + \hat{\beta}_1 X_{1i} + \hat{\beta}_2 X_{2i}, \quad i = 1, 2, \dots, n \quad (3)$$

Model tahmininden elde edilen artıkların küçüklüğü, gerçek değerler (Y_i) ile tahmin değerleri ($\hat{Y}_i$) arasındaki farkın küçüklüğünü ifade etmektedir. Küçük artıklar, modelin iyi bir model olduğuna işaret eder. EKK yöntemi, artıkların varyansını minimum yapan parametre tahmincilerini verecek şekilde tasarlanmıştır. Varyans hesaplanırken artıkların kareleri toplanmaktadır. Varyansın hesaplamasında kullanılan karesel fonksiyon, her noktada türevi alınabilir bir fonksiyondur.

Rassallık varsayımı gereği artıkların toplamı sıfır olduğundan artık karelerin toplanması, eksi ve artı değerler alan artıkların birbirlerinin etkisini yok etmemesi için bir avantaj sunmaktadır. Varyansın, bir değişkenin ortalaması etrafındaki saçılımının ölçüsü olduğu düşünüldüğünde ise varyans minimizasyonundaki amacın rassal artıkların sıfır ortalama etrafında olabildiğince küçük varyansla saçılmasını sağlayan parametre tahmincilerini elde etmek olduğu görülmektedir. Bir değişkenin sıfır ortalama etrafında muhtemel en küçük varyansla saçılması, o değişkenin aldığı değerlerin olabildiğince sıfıra yakın olduğunu gösterir. Artık değişkeni düşünüldüğünde ise sıfıra yakın değerlerin, modelin veriye iyi uyum sağladığının bir göstergesi olduğu söylenebilmektedir.

Tahmincilerin “örnekleme dağılımları” vardır. Aynı konuda 100 kişinin araştırma yaptığı düşünülürse bu kişilerin “birbirlerinden habersiz” olmaları durumunda elde edecekleri veri setleri birbirinden farklı olacaktır. Her bir araştırmacı kendi veri setine dayalı olarak model tahmin edip $\hat{\beta}$ değerlerini elde edecektir fakat herkesin tahmin değerleri az ya da çok birbirinden farklı çıkacaktır. Bu noktada, parametre tahmincilerinin örnekleme dağılımlarının yanı sıra örneklem hacmine bağlı olarak dağılımlarda ortaya çıkan değişimler de önem arz etmektedir. Bu değişimler, tahminci özelliklerini belirlemektedir. Bir modelde kullanılan tahmincilerin istenen özellikleri sağlaması için gerekli “varsayımlar” bulunmaktadır. Tahmincinin kullanılabilir ve güvenilir olması

ancak ilgili varsayımların sağlanması ile mümkündür. Tahminci özellikleri, eldeki örneklem hacminin büyüklüğüne göre “küçük örneklem” ve “büyük örneklem” özellikleri olarak ikiye ayrılmaktadır.

Tahmincinin küçük örneklem özellikleri; sapmasızlık ve etkinlik özellikleridir. Büyük örneklem ($n \rightarrow \infty$) özellikleri ise asimptotik sapmasızlık, asimptotik etkinlik ve tutarlılık olarak adlandırılmaktadır. $n < 30$ iken bir tahminci kullanılabiliriyorsa ilgili formül sapmasızdır. Sapmasız bir tahminci, anakütle parametresinin değerini doğru yerde aramayı sağlamaktadır. Günlük hayattan örnek verilirse, bir suçlunun peşinde olan polis o suçluyu doğru bir çember içinde arıyorsa doğru alanda arama yapıyor demektir. Polis, suçlunun yakınındadır veya uzağındadır ama suçlu belirlenen çemberin içindedir. İşte bir tahmincinin sapmasızlık özelliği, o tahmincinin kullanılabilirliği açısından bu denli yüksek bir öneme sahiptir. Etkinlik özelliği ise bir parametrenin gerçek değerini doğru yerde aratan birden fazla tahminden varyansı en küçük olana özgü bir özelliktir. Burada mesele artık sadece doğru alanın belirlenmesi değil aynı zamanda doğru alanı gösteren tahminçiler içinde de daha küçük yarıçaplı alana işaret eden tahmincinin seçilmesidir. İki tane doğru belirlenmiş çember söz konusu iken bunlardan birisinin yarıçapı diğerinden daha küçük olabilmektedir. İşte bu yarıçapı küçük olan çemberde arama yapmaya yani suçluyu daha yakınlarda aramaya imkan tanıyan tahminci “etkin tahminci” olarak adlandırılır.

Bir tahminci sapmalı iken yani küçük örneklemle kullanılamaz iken örneklem hacmi arttırıldığında kullanılabilir hale geliyorsa bu tahminciye “asimptotik sapmasız” tahminci denilmektedir. Bir tahminci sapmasızsa, asimptotik olarak da sapmasızdır fakat sapmalıysa asimptotik olarak sapmasız olabilir. Bu durumda ilgili tahminciyi kullanabilmek için örneklem hacmini arttırmak gerekmektedir.

Tutarlılık özelliği büyük sayılar yasasına dayanmakta olup, $n \rightarrow \infty$ iken tahmin değerinin gerçek değere yaklaştığını ve limitte gerçek değere eşit olduğunu ifade etmektedir. Tutarlılık; sapmalı olsa bile tahmincinin asimptotik sapmasız olduğunu, örneklem hacmi artarken tahminci varyansının sıfıra gittiğini ve limitte sıfıra eşit olduğunu ifade eder. Sapmasız ve tutarlı bir tahminci tüm örneklem hacimlerinde kullanılabilecek bir tahminci iken sapmalı ve tutarlı bir tahminci yalnızca büyük örneklemle kullanılmalıdır. Tutarlı tahminci söz konusu olduğunda doğru belirlenmiş çemberin yarı çapı küçüle küçüle sıfıra yaklaşmakta ve suçlu kıskıvrak yakalanmakta yani hedefe nokta operasyonu ile ulaşılmış olmaktadır. Sapmalı ve tutarsız bir tahminci ise hiçbir durumda kullanılamayacak bir tahminciyi göstermektedir.

Tahminci özellikleri hakkında “Bir tahminci etkinse asimptotik olarak da etkindir fakat etkin değilse asimptotik olarak etkin olabilir mi?” sorusuyla da karşılaşmaktadır. Tutarlı tahminçiler içinde asimptotik varyansı daha hızlı küçülen tahminciye “asimptotik etkin tahminci” adı verilmektedir. Örneğin A tutarlı tahmincisinin varyansı eldeki veri sayısı 10000 olduğunda sıfıra yakın hale gelirken, B tutarlı tahmincisinin varyansı eldeki veri sayısı 50000 iken sıfıra aynı yakınlıkta olabilir. Bu durumda A tutarlı tahmincisi “asimptotik etkin” olup araştırmacıya daha az gözlemle çalışarak gerçek değere daha hızlı yaklaşma imkanı vermektedir. Suçlu örneğine dönüldüğünde, eldeki yollardan hangisi çemberin yarı çapını “gösterilen aynı çabayla” daha hızlı kısaltıyorsa o yolun suçluyu daha çabuk yakalamaya imkan tanıyacağı söylenebilir.

3. EKONOMETRİK MODELİN STOKASTİK VARSAYIMLARI

Ekonometrik modelin stokastik varsayımlarının incelenebilmesi için “en kritik varsayım”, modelin doğru belirlenmiş olduğu varsayımdır. Model doğru belirlenmediği zaman, incelenen varsayım sağlanıyor olsa bile sağlanmıyor sonucunu çıkarma olasılığı artmaktadır ve böylelikle varsayımlar incelenemez hale gelmektedir. Bu kritik varsayım, bir doktorun muayeneye gelecek hastanın “insan olduğunu varsayması” kadar doğal bir varsayımdır. Bir doktor, gelen hasta ancak insansa hastalığı teşhis edip tedavi sürecini başlatabilecektir. Benzer biçimde ekonometrik model doğru kurulmadığında, problemlerin teşhisi ve düzeltilmesi aşamasına geçilememektedir.

3.1. Kritik Varsayım

“Her bir hata teriminin koşullu beklenen değeri sıfırdır.” olarak ifade edilen kritik varsayım ekonometrinin adeta bir manifestosudur. Bu varsayım araştırmacılara özetle şu mesajı vermektedir: “Veri toplama aşamasından model belirleme aşamasına kadar ciddiyetle ve detaylı olarak araştırma yapmayan bir kişinin ekonometrik yöntem kullanmasının herhangi bir bilimsel amaca hizmet ettiği söylenemez.” Ekonometrik yöntemler, araştırmanın eksiklerini, kusurlarını ve ciddiyetsiz yaklaşımları örtecek bir örtü değildir. Günümüzde yazılımların gelişmesi ile söz konusu olan tahmin kolaylıkları, kişileri detaylı araştırma yapmadan deneme-yanılma yoluyla sonuç elde etme; varsayım, tahminci özelliği vb. gözetmeden tahmin yapma yoluna yöneltmektedir. Neticede yazılımlar, nadir durumlar (tekil matris, denklemin eksik belirlenmesi gibi) dışında bir sonuç tablosu ortaya koymaktadır. Kolaycı yaklaşımlar, daha işin en başından kritik varsayımı ihlal etmektedir ve yapılan analizleri geçersiz kılmaktadır.

Modelin doğru belirlenmesi denildiğinde akla ilk olarak, fonksiyonel kalıbın doğru seçilmesi ve modeldeki bağımsız değişkenlerin detaylı bir teorik araştırma ve literatür taraması sonucunda tespiti gelmektedir. Fonksiyonel kalıp, bağımsız değişkenlerle bağımlı değişken arasındaki ilişkinin biçimini temsil etmektedir. Log-log model yerine düzey-düzyer model tahmin etmek, doğrusal olmayan bağımsız değişkenlerin ihmal edilmesi ($X^2, X^3 vb.$) , bağımsız değişkenler arasındaki etkileşimin ihmalı, bir zaman serisinin düzeyine ve/veya eğimine kalıcı etki eden olayların varlığında ani ya da kademeli olarak ortaya çıkan olası bir yapısal değişikliğin dikkate alınmaması gibi durumlar fonksiyonel kalıbın yanlış belirlenmesine örnek verilebilir. Bu tip fonksiyonel kalıp belirleme hataları sonucunda EKK parametre tahmincisi “sapmalı ve tutarsız” olmakta yani hiçbir koşul altında kullanılamamaktadır. Sapma sebebiyle, pozitif etkisi olan bir değişkenin katsayısı negatif olarak bile (ya da tersi) tahmin edilebilmektedir ve bu problem, kritik öneminden anlaşılacağı üzere, gözlem sayısı arttırılarak aşılamamaktadır.

Bu noktada, ekonometrik modellerde gerek iktisadi davranışları doğru yakalama açısından gerekse de bazı teknik problemlere çözüm olması bakımından “logaritmik dönüşüm” kullanımına daha yakından bakmanın faydalı olacağı düşünülmektedir. Ekonometrik modellemede değişkenlerin logaritmasını alıp modele dahil etme sık başvurulmuş yollardandır. Bazı modellerde bağımlı ve bağımsız değişkenlerin tümü modele düzey (logaritması alınmamış) halleriyle katılırken bazı modellerde bağımlı ve bağımsız değişkenlerden tümü ya da bazıları logaritması alınarak yer alabilmektedir.

Modelde logaritmik değişken kullanımında öncelikle, değişkenlerin “oransal” olarak mı yoksa “mutlak” olarak mı yorumlanmasının iktisadi gerçeklerle daha uyumlu olduğunun belirlenmesi önemlidir. Bir ürünün fiyatı 100 liradan 101 liraya yükseldiğinde fiyattaki mutlak artış 1 lira olmaktadır. Yine bir ürünün fiyatı 1000 liradan 1001 liraya yükseldiğinde ise fiyattaki mutlak artış yine 1 liradır. Mutlak artış, örneğin fiyatın ürün talebi üzerindeki etkisi bakımından yanıltıcı olmaktadır. Bir ürünün fiyatı 100 liradan 101 liraya çıktığında nispi artış %1 iken 1000 liradan 1001 liraya çıktığında nispi artış %0.1 olmaktadır. Fiyattaki nispi artış daha fazla olduğunda, talep üzerindeki olumsuz etki daha büyük olacaktır. Mutlak değişim dikkate alındığında ise her iki fiyat düzeyinde de bu değişimin talep üzerindeki etkisinin aynı kaldığı varsayılmaktadır. Bu durum iktisadi beklentilerle örtüşmemektedir.

Ücret modeli örneği kapsamında, ücretteki değişim üzerinde etkili faktörler olan eğitim ve deneyim değişkenlerinin yanına bir de yaş değişkeni

eklense bu değişkenin mutlak olarak yorumlanması mı daha makuldür yoksa nispi olarak mı? Mutlak yorumlamada, yaştaki 1 yıl artış denilirken nispi yorumlamada yaştaki %1 artış denilmektedir. Yaştaki %1 artış yorumlamasının anlamsız olduğu açıktır. Konut fiyatları üzerinde etkili faktörlerden olan oda sayısındaki bir adet artışın mı yoksa oda sayısındaki %1 artışın mı konut fiyatları üzerindeki etkisinin yorumlanması uygundur? Oda sayısındaki %1 artış ifadesi kulağa bile hoş gelmemektedir. Modelde yer alan logaritmalı bağımsız bir değişkenin katsayısı yorumlanırken aslında bağımlı değişken üzerindeki oransal etki yorumlanmaktadır çünkü logaritmik değişkendeki değişim denildiğinde logaritmik farktan bahsedilmekte ve logaritmik fark yaklaşık olarak oransal değişime karşılık gelmektedir.

İktisadi yorumlama açısından logaritmik dönüşüm önem arz ederken bu dönüştürme işlemi teknik amaçlar için de yapılabilir. Modeldeki bir değişkenin aldığı değerler artarak artıyorsa (geometrik artış) o değişkenin logaritmasını almak suretiyle ölçek küçültme işlemi yapılması “aykırı ve/veya aşırı” değerler olarak adlandırılan ve modelde istenmeyen sonuçlara sebep olabilecek değerlerin etkisini azaltmak için kullanılabilir. Bağımlı değişkenin logaritmasının alınmasının ise ayrıca bazı teknik faydaları bulunmaktadır. Sonraki varsayımlar incelenirken bu konuya tekrar geri dönecektir.

Önemli bir değişkenin model dışında bırakılmaması açısından dikkatli olmak gerekmektedir. Aksi takdirde “ihmal edilmiş değişken sapması” ile karşılaşmak kaçınılmazdır. Bu sapma, önemli bir bağımsız değişken ile ilgili veriye ulaşamamasından kaynaklanıyorsa daha ciddi bir hal almaktadır. Bu durumda, “vekil değişken” adı verilen ve ölçülemeyen değişkenle ilişkili bir değişkene ihtiyaç duyulmaktadır. Ücret modelinde, yetenek değişkeni gibi ölçülemeyen fakat önemli bir bağımsız değişkenin yerine ölçülebilen IQ değişkeninin koyulması vekil değişkene örnek olarak gösterilebilir (Wooldridge, 2008: 306).

Bağımsız değişkenlerde ölçme hatası problemi de kritik varsayımın ihlaline sebebiyet vermektedir. GSYİH gibi toplu istatistikler sadece teorik karşılıklarının bir tahmini iken amortisman, sermaye hizmetleri, faiz oranı gibi bazı değişkenler üzerinde mutabık kalınan teorilere bile sahip değildir. Bu türden sebepler, ölçme hatalarına yol açabilmektedir (Greene, 2002: 84).

İhmal edilmiş değişken yerine vekil değişken kullanımı problemi ile ölçme hatası problemi arasında kavramsal bir farklılık bulunmaktadır. Vekil değişken durumunda, gözlemlenemeyen değişkenle ilişkili bir değişken aranırken ölçüm hatası durumunda, gözlemlenemeyen değişken iyi tanımlanmış olmasına rağmen ölçüm kayıtları hata içermektedir. İkinci

olarak da ölçüm hatası içeren değişkenin bağımlı değişken üzerindeki etkisi araştırmalarda genellikle önem arz ederken vekil değişkenin bağımlı değişken üzerindeki etkisi nadiren önem taşımakta, ilgilenilen etkiler genellikle diğer bağımsız değişkenlerin etkileri olmaktadır (Wooldridge, 2008: 315-316).

Modelde stokastik regresörün ya da regresörlerin varlığı halinde söz konusu olan “İçsellik Problemi” de kritik varsayımın ihlal edilme sebebidir. Teorik olarak, u ile X 'in ilişkili olması olarak da ifade edilebilecek bu problem sonucunda EKK tahmincisi sapmalı ve tutarsız olup elde edilen sonuçlar geçersizdir. Bu varsayım, ilerleyen sayfalarda ayrıntılı olarak ele alınacaktır.

3.2. Sabit Varyans Varsayımı

Her bir hata teriminin varyansının istatistiksel olarak aynı sabit değere eşit olması biçiminde ifade edilen sabit varyans varsayımının ihlal edilmesi durumunda, EKK parametre tahmincisinin sapmasızlık özelliği etkilenmemektedir ancak bu varsayımın sağlanması, tahmincinin etkinlik özelliği için önemlidir. Ayrıca, EKK parametre tahminci varyanslarının tahmin edilebilmesi için bu varsayıma ihtiyaç duyulmaktadır.

Bu varsayım sezgisel olarak, bağımsız değişkenlerin değeri ne olursa olsun veri noktalarının “doğru belirlenmiş fonksiyon grafiği” etrafında “sabit bir genişlikte” saçılması durumunu ifade etmektedir. Örneğin gıda harcamalarındaki değişimin incelendiği bir modelde, gelir düzeyi düşük olan kişilerin daha çok temel gıda ihtiyaçlarını karşılayacak harcamalar yaptıkları düşünülürse gıda harcamalarındaki değişim bireyden bireye dar bir aralıkta gerçekleşecektir. Gelir düzeyi yüksek olan kişiler incelendiğinde ise gıda harcamalarındaki değişim aralığı farklı sebeplerden dolayı daha geniş olacaktır. Yüksek gelire sahip bir kişinin gıda harcaması düşük olabilirken aynı yüksek gelir düzeyine sahip boğazına düşkün bir kişinin gıda harcaması yüksek olabilmektedir. Gelir düzeyi arttıkça bireylerin daha geniş bir yelpazede gıda ürünleri seçebilme imkanları arttığından, yüksek gelir düzeylerine doğru gıda harcaması varyansı artmaktadır.

Sabit varyans varsayımı sağlanmadığında, $\hat{\beta}$ tahmincisi ile yapılan tahminin gerçek parametre değerinden ne kadar uzağa düştüğü çıkarsanamamaktadır. Bu durumda EKK tahmincisine kıyasla daha küçük varyansa sahip yani araştırmacının gerçek değerlere daha yakın tahminler elde edebileceği tahminciler akla gelmelidir. Varsayım sağlanmadığında EKK tahmincisi asimptotik olarak da etkin olmadığından örneklem hacmi arttırılarak bu problemin üstesinden gelinebilmektedir. Bu durumda tahminci tutarlıdır fakat asimptotik etkin olmadığı için asimptotik etkin bir

başka tahminci, aynı büyüklükteki örneklem hacmi ile gerçeğe daha yakın tahminler vermektedir.

Varsayım ihlal edildiğinde, tahminci varyanslarının tahmincisi de sapmalı olmaktadır. Bunun sonucu olarak standart hatalar sapmalı olmaktadır ve standart hataların kullanıldığı her türlü çıkarım (parametre anlamlılık testleri gibi) geçersiz hale gelmektedir. Örneklem hacmi arttırılsa bile t-dağılımı gibi standart dağılımlar geçerli olmayacağından anakütle parametrelerine ilişkin çıkarım yapılamamaktadır.

Varsayımın ihlali halinde, logaritma alınarak ölçek küçültmek suretiyle bağımlı değişkenin aldığı değerler küçültülebilir. İlgili dönüşüm sonucunda veri noktaları fonksiyon grafiğine yaklaşır ve böylelikle artıkların değerlerinin de küçülmesi ile değişen varyans probleminin etkisi hafifletilebilir ancak doğru belirlenmiş bir modelde varsayımın ihlali esasen tahminci veya model değişikliğine gidilmesi gerektiğinin bir göstergesi olmaktadır.

Sabit varyans varsayımının ihlali durumunda katsayıların büyüklüklerinden çok, bağımsız değişkenlerin anlamlılığı gibi çıkarımlar üzerinde durulacak bu durumda parametre standart hatalarındaki sapmayı ortadan kaldıracak “White değişen varyans-tutarlı varyans-kovaryans matrisi” kullanılabilmekte fakat bu durumda büyük örneklemle çalışılması gerekmektedir. Yapılan analizde “parametre tahminleri” de önem arz ediyorsa bu durumda etkin bir tahminciye geçiş yapılmalıdır. Bu tahminciye özelde “Ağırlıklı EKK (AEKK) Tahmincisi” genelde ise “Genelleştirilmiş EKK (GEKK) Tahmincisi” adı verilmektedir. Bu tahmincinin de büyük örneklemle kullanılması gerekmektedir çünkü gözlemlerin ağırlıklandırılması sürecinde, her bir hata teriminin varyansı bilinmediğinden bunları temsilen artık kareler hesaplanmaktadır. Gözlem sayısı ne kadar fazlaysa artıklar hata terimlerine daha yakın değerler almaktadır. Böylelikle her bir hata teriminin varyansı gerçeğe daha yakın tahmin edilebilmektedir. GEKK yönteminin küçük örneklemle kullanılması ise tahmincinin sapmalı olmasına sebebiyet vermektedir.

AEKK yönteminin işleyişini anlamak için şu örnek incelenebilir (bkz. Griffiths vd., 2012: 227): Örnekte gıda harcamalarındaki değişimin basitçe gelir tarafından açıklandığı bir model tahmin edilmiş ve buradaki değişen varyans kalıbının “ $Var(u_i | gelir_i) = \sigma^2 gelir_i$ ” olduğu varsayımı ile gözlemlerin ağırlıkları belirlenmiştir. Değişen varyans kalıbının her iki tarafı da $gelir_i$ ile bölüldüğünde eşitliğin sağ tarafında σ^2 yalnız kaldığından sabit varyans varsayımı sağlanır hale gelmektedir. Matematiksel gösterimle, $\frac{1}{gelir_i} Var(u_i | gelir_i) = \sigma^2$ olmaktadır. “ $\frac{1}{gelir_i}$ ”, varyans ifadesinin

içine karekökü alınarak gireceğinden $Var\left(\frac{1}{\sqrt{gelir_i}}u_i | gelir_i\right) = \sigma^2$ olmaktadır. Buradan, her bir hata teriminin $\frac{1}{\sqrt{gelir_i}}$ ile ağırlıklandırılması durumunda sabit varyans varsayımının sağlanacağı anlaşılmaktadır. Bu durumda, bağımlı ve bağımsız tüm değişkenlerin $\frac{1}{\sqrt{gelir_i}}$ ile çarpılması sonucunda elde edilecek dönüştürülmüş değişkenler ile model EKK yöntemiyle tahmin edilebilir hale gelmektedir.

Gelir değişkeninin aldığı değerlerin küçükten büyüğe sıralanması durumunda karşılık gelen ağırlıklar incelendiğinde, gelirin küçük değerlerine karşı nispeten yüksek ağırlıkların, büyük değerlerine karşı ise nispeten düşük ağırlıkların geldiği görülmektedir. Bu durum AEKK yönteminde varyansın büyük olduğu bölgedeki veri noktalarına daha düşük, varyansın küçük olduğu bölgedeki veri noktalarına ise daha büyük ağırlıklandırma yapıldığı gerçeğini ifade etmektedir. EKK yöntemi kullanılırken değişen varyans bilgisi dikkate alınmadığından etkinlik kaybı yaşanmakta iken AEKK yönteminde bu bilginin dikkate alınması sonucunda parametre tahminci etkinliği sağlanmaktadır. Değişkenlerin dönüşümünde kullanılan ağırlıklar Tabloda görülmektedir.

Tablo Örneğe İlişkin Dönüşümde Kullanılan Ağırlıklar

Gelir	Ağırlıklar	Gelir	Ağırlıklar
3.69	0.520579	20.13	0.222884
4.39	0.477274	20.33	0.221785
4.75	0.458831	20.37	0.221567
6.03	0.407231	20.43	0.221241
12.47	0.283183	21.45	0.215917
12.98	0.277564	22.52	0.210725
14.20	0.265372	22.55	0.210585
14.76	0.260290	22.86	0.209152
15.32	0.255488	24.20	0.203279
16.39	0.247008	24.39	0.202486
17.35	0.240077	24.42	0.202361
17.77	0.237223	25.20	0.199205
17.93	0.236162	25.50	0.198030
18.43	0.232936	26.61	0.193855
18.55	0.232182	26.70	0.193528
18.80	0.230633	27.14	0.191953
18.81	0.230571	27.16	0.191882
19.04	0.229175	28.62	0.186924
19.22	0.228099	29.40	0.184428
19.93	0.223999	33.40	0.173032

Değişkenleri dönüştürülmüş modelde sabit terim olmayacaktır çünkü sabit terim her bir gözlem için yalnızca bir değerini aldığından, ağırlıklandırılması durumunda ağırlık değişkeninin değerlerini alır hale gelecektir. Bu durumda, dönüştürülmüş modelde sadece eğim parametresi tahmininin

yorumlanması yeterlidir. Parametre yorumları ise dönüştürülmemiş model değişkenleri üzerinden yapılmalıdır çünkü dönüşüm işlemi sadece etkin tahminler elde etmek için yapılan teknik bir işlemdir. Bu sebepten dolayı, dönüştürülmüş değişkenler üzerinden tahminleri yorumlamak anlamsızdır. Ayrıca sabit terimi olmayan modellerde belirlilik katsayısı da dikkate alınmamaktadır.

AEKK yönteminin uygulanması için gerekli değişen varyans kalıbının doğru tespit edilmesi özellikle çok değişkenli modellerde oldukça zor olduğundan GEKK yöntemine geçilmekte, iktisadi gerçeklere uyan “genel bir değişen varyans kalıbı” belirlenmekte ve yine buradan elde edilen ağırlıklarla değişkenler daha pratik bir biçimde dönüştürülebilmektedir. Örneklem hacminin n olduğu varsayılın. Değişen varyans problemi söz konusu olduğunda ve değişen varyans kalıbı doğru belirlenemediğinde, n gözlem ile $n+k$ sayıdaki parametre tahmin edilememektedir çünkü bu durumda veri sayısından daha fazla tahmin edilecek parametre (n adet varyans parametresi, k adet model parametresi) söz konusudur (Greene, 2002: 209). Değişen varyans kalıbı bilindiğinde ise yalnızca bir tane hata varyans parametresi tahmini yapılması gerekeceğinden, n gözlem ile $k+1$ parametre tahmin edilebilir hale gelmektedir.

Genellikle fazla sayıda bağımsız değişkenle model tahmin edildiğinden, değişen varyans kalıbının doğru belirlenmesi pek mümkün olmamaktadır. Bu soruna çözüm olarak farklı değişen varyans örüntülerini içinde barındıran “genel bir değişen varyans kalıbı” önerilmektedir. Bu yöntem “Uygulanabilir GEKK [UGEKK(FGLS)] Yöntemi” adı verilmektedir. Burada kullanılan genel değişen varyans kalıbında üstel fonksiyondan yararlanılmakta yani bağımsız değişkenin daha yüksek değerlerine gidildikçe bağımlı değişkendeki değişimin üstel (doğrusal olmayan) olarak arttığı varsayımı yapılmaktadır. Böylelikle varyans, X ’lerin doğrusal olmayan bir fonksiyonu olarak ele alınmaktadır. Bu varsayım, iktisadi veriler açısından “gerçekçi bir varsayım” olarak düşünülebilir. Bu genel kalıbın bir diğer avantajı da varyansın her zaman pozitif çıkmasını garanti etmesidir. Bilindiği gibi, bir değişkenin varyansı her zaman pozitifdir (Yönteme ilişkin basamaklar için bkz. Wooldridge, 2008: 283).

3.3. Hata Terimleri Arasında Otokorelasyon (O.K.) Olmaması Varsayımı

Otokorelasyon, farklı zaman noktalarındaki hata terimlerinin birbiriyle ilişkili olmasıdır. Zaman serisinde veriler, bir zaman sırasını takip etmektedir. Zaman serilerinde “otokorelasyon olmaması” varsayımı, yatay kesit

verisindeki “rassal örnekleme” varsayımının karşılığı olarak düşünülebilir. İktisadi serilerde ağırlıklı olarak pozitif otokorelasyon ile karşılaşmaktadır. Pozitif otokorelasyon durumunda, incelenen zaman serisinin büyük değerlerini büyük değerler küçük değerlerini ise küçük değerler takip etmektedir. Böylelikle birbirini izleyen dönemler arasında belli bir düzeyde yapışkanlık olduğu anlaşılmaktadır. Negatif otokorelasyonda ise zaman serisi değerlerinde dönemler boyunca hızlı azalışlar ve yükselişler görülmektedir.

Yatay kesit verisi ile çalışılırken bu varsayımın bir anlamı yoktur çünkü kesit birimlerinde sıranın önemli değildir. O halde, yatay kesit verisi ile model tahmin edildiğinde hipotez testi otokorelasyona işaret ediyorsa aslında “model belirleme” hatasına işaret ediyor demektir. Hata terimlerinin otokorelasyonsuz olması varsayımı, ihlal durumunda ortaya çıkan sonuçlar bakımından sabit varyans varsayımının yerini almaktadır.

Hata terimleri arasında otokorelasyon olmaması varsayımı sağlanmadığında EKK tahmincisi sapmasızdır fakat etkin ve asimptotik etkin değildir. Buna karşılık tahminci tutarlıdır. Parametre tahminci varyans tahmincileri ise sapmalı ve asimptotik sapmalıdır çünkü hata terimi varyans tahmincisi sapmalı ve asimptotik sapmalıdır. Çıkarım yapılırken, büyük örnekleme çalışılması koşuluyla, “HAC varyans-kovaryans matrisi” oluşturularak sapmasız parametre tahminci standart hataları elde edilebilmektedir. Parametre tahminleri önem arz ediyorsa, bu durumda etkin bir yöntemle (GEKK) modelin tahmin edilmesi gerekmektedir.

GEKK yönteminin uygulanabilir hale (FGLS) gelmesi için modeldeki tüm değişkenlerin uygun biçimde dönüştürülmesi gerekmektedir. İktisadi analizlerde birçok durumda otokorelasyon yapısı olarak AR(1) ile karşılaşmaktadır. AR(1) yapısı hata terimlerinin yalnızca bir dönem gecikmesi ile ilişkili olduğunu ifade eder. Bununla birlikte, daha yüksek dereceden ilişki durumları da mümkündür. Değişkenlerin dönüşümünde kullanılacak otokorelasyon katsayısı tahmini için üç temel yöntemden uygun olanı seçilebilir. Bunlar; Cochrane-Orcutt, Prais-Winston ve Hildreth-Lu yöntemleridir. Bunlardan uygun olanı kullanılarak otokorelasyon katsayısı iterasyonlarla tahmin edilmekte ve EKK modelindeki değişkenler dönüştürülerek otokorelasyon problemi ortadan kaldırılabilir.

Cochrane-Orcutt yöntemi ile değişkenlerin dönüştürülmesi durumunda veri setinde gözlem kaybı yaşanmaktadır. Eldeki gözlem sayısı az olduğunda bir gözlem kaybı bile önem arz edeceğinden bu durumda Prais-Winston yöntemi tercih edilmelidir. Prais-Winston yönteminde gözlem kaybının yerine uygun bir değer hesaplanabilmektedir. Hildreth-Lu yönteminde ise o.k. katsayıları gittikçe daha dar aralıklara bölünerek modele en iyi uyumu

sağlayan otokorelasyon katsayısı tahmini elde edilir. Örneğin iktisadi verilerde genellikle pozitif otokorelasyon olması nedeniyle öncelikle 0 ile 1 aralığı belli sayıda eş parçaya bölünmekte, daha sonra ise gittikçe daha dar aralıklar eşit parçalara bölünerek modele en iyi uyumu sağlayan otokorelasyon katsayısı tahmin edilmektedir (Ayrıntılı bilgi için bkz. Wooldridge, 2008: 419-422).

3.4. Normallik Varsayımı

Her bir hata teriminin normal dağılımı varsayımı, parametre tahminci özellikleri üzerinde etkili değildir. Dolayısıyla, bu varsayım sağlanmadığında tahminciler özelliklerini korumaktadır fakat parametrelere ilişkin anlamlılık testleri ve aralık tahminleri bu ihlalden etkilenmektedir yani çıkarsama ile ilgili sorunlar söz konusu olmaktadır. Çıkarsama, çekilen örnekleme dayanarak tahminler yapmak ve sonrasında tahminleri anakütleyle genellemek amacıyla yapılmaktadır. Aksi takdirde modelden elde edilen tahminlerin gerçek değerleri temsil etme yetisinden emin olunamaz çünkü tahminler örnekleme hatası sonucunda da elde edilmiş olabilir ve sonuç olarak tahminler anakütledeki durumu yansıtmıyor olabilir.

Küçük örnekleme çalışılırken normal dağılım varsayımı sağlanmadığında, test istatistiklerinin dağılımları standart dağılımlara (t-dağılımı, F-dağılımı vb.) uymadığından çıkarsama yapılamamaktadır. Büyük örnekleme çalışılırken ise hata terimlerinin normal dağılmaması, “merkezi limit teoremi” gereğince sorun oluşturmamaktadır. Merkezi limit teoremi, “ortalamaların dağılımı” ile ilgili bir teorem olup, bu dağılımın elde gözlem sayısının artması ile birlikte normal dağılıma yaklaştığını ifade etmektedir.

Bazı durumlarda incelenen değişken sadece pozitif değerler alır ve log-normal dağılım gösterebilir. Log-normal dağılım, logaritması alındığında normal dağılan bir değişkenin logaritması alınmadan önce sahip olduğu dağılımdır. Bu dağılım; değişkenin küçük değerlerinde yoğunlaşmanın olduğu, büyük değerlere doğru gidildikçe yoğunlaşmanın azaldığı, sağ kuyruğu uzun (sağa çarpık) bir dağılımdır. Ücret değişkeninin dağılımı bu türdendir. Ücretler genellikle daha düşük değerlerde yoğunlaşmaktadır. Örneğin Türkiye’de ücretlerdeki yoğunlaşma asgari ücret civarında iken yüksek ücretlere doğru gidildikçe yüksek ücret alan kişi sayısındaki azalmaya bağlı olarak yoğunlaşma azalmaktadır. Ücret değişkeni gibi log-normal dağılan bir değişkendeki değişim modellenmek istendiğinde, değişkenin logaritması alınarak normal dağılımı sağlanabilir. Böylelikle hata terimlerinin normal dağılımı varsayımı da sağlanmış olur. Bu arada, oransal değişkenlerin (faiz oranı vb.) logaritmalarının alınmasının doğru olmadığı da hatırdan çıkarılmamalıdır.

3.5. Regresörlerin Ekzojen Olması Varsayımı (Dışsalılık Varsayımı)

Regresörlerin içsel (endojen) olmadığı varsayımı, regresörle ya da regresörlerle hata terimleri arasında ilişki olmamasını ifade etmektedir. Bu varsayım sağlanmadığında EKK tahmincisi sapmalı ve tutarsızdır. Eşanlı denklem sapması, hata terimleri arasında otokorelasyon bulunan dinamik regresyon modeli kurulması, ihmal edilmiş değişken sapması ve regresörde ölçüm hatası yapılması “dışsalılık” varsayımının ihlaline yol açan temel nedenler arasında sayılabilmektedir (Verbeek, 2012: 141). Bu nedenler arasında ölçme hatası, diğerlerine göre akılda biraz daha zor canlanmaktadır. Ölçme hatasının sebepleri arasında; katılımcıların yanlış beyanda bulunmaları, ölçülmek istenen bir değişken yerine ölçülebilenin ikame edilmesi (sürekli gelirin cari gelirle ölçülmeye çalışılması gibi), yanlış ölçüm aracı kullanılması gibi tam doğru bir ölçümün yapılamadığı durumlar sayılabilir.

Dışsalılık varsayımının ihlaline karşı çözüm olarak, içsel değişkenle ilişkisi yüksek fakat hata terimiyle ilişkisiz bir “araç değişken” bulma yoluna gidilebilir. İyi bir araç değişken için üç koşulun sağlanması gerekmektedir. Bu koşullar; araç değişkenin içsel değişkenle ilişkili olması (uygunluk), araç değişkenin hata terimi ile ilişkisiz olması (dışsalılık) ve araç değişkenin modelin kuruluşunda yer alan önemli bir değişken olmaması biçiminde ifade edilebilmektedir (Gujarati, 2011: 318).

Araç değişken (A.D.) yer aldığı denklemdeki hata terimiyle ilişkili olursa “kötü araç değişken” olarak adlandırılır. İçsellik probleminin varlığı durumunda küçük örneklemelerde, EKK tahmincisi ile A.D. tahmincisi sapmalı olmaktadır fakat büyük örneklemelerde EKK tahmincisi tutarsız iken A.D. tahmincisi, asimptotik etkin olmamasına karşılık tutarlı olmaktadır. Araç değişkenle içsel değişken arasındaki ilişki zayıfsa “zayıf araç değişken”, ilişki kuvvetliyse “güçlü araç değişken” söz konusudur. Araç değişken ne kadar zayıf olursa, A.D. tahmincisinin standart hataları o ölçüde yükselir, bunun sonucunda çıkarımlara güvenilemez ve A.D. tahmincisi asimptotik olarak da normal dağılmaz (Gujarati, 2011: 320). Bu durumda, içsel değişkenin yerine geçecek araç değişkenin mümkün olduğunca güçlü olması sağlanarak A.D. tahminci varyansı o ölçüde düşük tutulabilmektedir (Ayrıntılı bilgi için bkz. Wooldridge, 2008: 514-515).

A.D. yönteminde determinasyon katsayısı negatif çıkabilmektedir çünkü içsellik probleminin çözümü için uygun bir araç değişken bulunamadığında tahmin edilen modelin artıklarındaki toplam değişim, bağımlı değişkendeki toplam değişimi aşabilmektedir. Dolayısıyla buradaki determinasyon katsayısını EKK modelindeki determinasyon katsayısı gibi düşünüp yorumlamamak gerekir (Wooldridge, 2008: 516).

İçsellik problemi karşısında EKK tahmincisinin sapmalı ve tutarsız olması nedeniyle yukarıda bahsedilen A.D. yönteminin yanı sıra, “İki Aşamalı EKK (2AEKK) Yöntemi” gibi farklı tahmin yöntemlerine (tahminciler) geçiş yapılması gerekmektedir. Böylelikle içsellik bilgisi de tahminde dikkate alınır hale gelmektedir. A.D. yöntemi kullanıldığında ilgili modelde, içsel değişken sayısına eşit araç değişkene yer verilmesi gerekirken 2AEKK yönteminin kullanılması durumunda, içsel değişken sayısından daha fazla araç değişkene de modelde yer verilebilmektedir. 2AEKK tahmincisi, küçük örneklemelerde sapmalı olup büyük örneklemelerde istenilen tüm özellikleri sağlamaktadır.

X ve Y değişkenleri birbirini karşılıklı olarak aynı anda etkilediğinde “Eşanlı Denklem Modeli” tahmin edilmelidir. Örneğin bir maldan talep edilen miktar o malın fiyatındaki değişim tarafından etkilenirken aynı anda fiyat da talep edilen miktardaki değişim tarafından etkilenmektedir. Birbirini karşılıklı olarak etkileyen değişkenler de “içsel” olarak nitelendirilmektedir. Eşanlılık durumunda “bağımlı-bağımsız değişken” ayrımı yerini “içsel-dışsal değişken” ayrımına bırakmaktadır. Denklem sistemi tarafından belirlenen değişkenlere de yine “içsel değişken” adı verilmektedir. Değişkenler arasında mevcut olan eşanlılık dikkate alınmadığında “içsellik problemi” söz konusudur. Bu durumda “kritik varsayım” sağlanamamakta ve EKK tahmincisi sapmalı ve tutarsız olmaktadır.

Eşanlı denklem modelinde iktisadi anlam taşıyan denklemler “yapısal denklemler” olarak adlandırılmaktadır. İktisadi anlam taşımayan ve sadece teknik dönüşümler için kullanılan denklemler ise “indirgenmiş kalıp denklemleri” olarak bilinmektedir. Denklemlerde üç tür belirlenme söz konusudur. Bunlar; eksik belirlenme, tam belirlenme ve aşırı belirlenme olarak sınıflandırılır. Her bir yapısal denklemin parametreleri, denklemlerin ancak tam ya da aşırı belirlenmiş olması koşuluyla tahmin edilebilmektedir. Belirlenme türü, ilgili denklem tahmini için hangi tahmin yönteminin uygun olduğunun göstergesi olmaktadır. Eşanlı denklem modelindeki herhangi bir yapısal denklemin belirlenebilmesi, ilgili denklemde yer alan içsel değişkenin yerine diğer denklemlerde en az bir dışsal değişkenin varlığını gerektirmektedir.

Herhangi bir yapısal denklemde bulunan bir içsel değişkenin yerine geçebilecek, diğer denklemlerde sadece bir dışsal değişkenin bulunması durumunda ilgili denklem “tam belirlenmiş” olurken birden fazla dışsal değişken bulunması durumunda ilgili denklem “aşırı belirlenmiş” olmaktadır. Eksik belirlenmiş yapısal bir denklemin parametreleri tahmin edilemeyeceğinden öncelikle denklemin belirlenmesi gerekmektedir. Bu da modeldeki diğer denklemlerden en az birine, belirlenemeyen modeldeki içsel değişken sayısı

kadar dışsal değişken eklemekle mümkündür. Böylelikle modeldeki içsel değişkenlerin her birinin ayrı ayrı tüm dışsal değişkenler üzerine “indirgenmiş kalıp denklemleri” kurulabilmektedir. Bu denklemlerin parametreleri EKK yöntemiyle sapmasız ve tutarlı olarak tahmin edilebilmektedir çünkü ilgili denklemlerde içsellik problemi bulunmamaktadır. Bu işlemlerin sonucunda, indirgenmiş kalıp denklemleri parametre tahminleri yardımıyla “yapısal kalıp parametreleri” tahmin edilebilmektedir. Hem tam belirlenmiş hem de aşırı belirlenmiş yapısal denklemlerin parametre tahmininde “2AEKK yöntemi” kullanılabilmektedir.

Belirlenmenin sağlanması için sıra koşulunun ve rank koşulunun sağlanması gerekmektedir. Sıra koşulu, belirlenme türünü de ortaya koyduğu için gereklidir ancak yeterli değildir. Rank koşulu ise incelenen denklemdaki içsel değişken (değişkenler) yerine diğer denklemlerden alınabilecek dışsal değişkenlerin birbirinden bağımsız olup olmadığını gösteren bir koşuldur. Örneğin, incelenen denklemdaki iki içsel değişkenin yerine diğer denklemlerde bulunup bunların yerine koyulabilecek sadece iki dışsal değişken olduğunu varsayalım. Sıra koşuluna göre incelenen denklem “tam belirlenmiş” olur ancak dışsal iki değişken birbirinden bağımsız değilse gerçekte iki içsel değişkeni ikame edecek iki dışsal değişkenin varlığından söz edilemez ve böylece rank koşulu “eksik belirlenme” durumuna işaret eder (Gujarati ve Porter, 2012: 700).

4. Diğer Varsayımlar

EKK yöntemiyle model tahmini yapılırken sağlanması gereken varsayımlardan birisi de “parametrelerde doğrusallık” varsayımdır. Bu varsayım, “değişkenlerde doğrusallık” olarak algılanmamalıdır. Ekonometrik bir modelde değişkenler; logaritmik olarak, kareleri ya da küpleri alınarak, nitel-nitel, nitel-nitel ya da nicel-nicel değişkenlerin etkileşimi olarak ve benzeri biçimlerde yer alabilmektedir ancak $\beta_0, \beta_1, \beta_2 \dots$ olarak ifade edilen parametreler modelde doğrusal olarak yani sadece birinci kuvvetleriyle yer almalıdır. Yani doğrusal bir modelde parametreler; kareleri ya da küpleri alınarak, birbiriyle çarpım halinde, bir değişkenin üssü olarak ve benzeri biçimlerde yer alamaz. (1) numaralı modelde de görüldüğü üzere bu varsayım gereği eğim parametreleri (β_1, β_2) birinci kuvvetleriyle modelde yer alırken sabit parametre (β_0) yine birinci kuvvetiyle modeldedir. Bazı modeller, parametrelerde doğrusal değilmiş gibi görünmekle birlikte esasında parametrelerde doğrusaldır. Üstel fonksiyonlarda (büyüme modeli) veya Cobb-Douglas üretim fonksiyonu gibi modellerde bu durumla karşılaşılmaktadır. Bu tür gerçekte doğrusal modellerde bağımlı değişkenin logaritmasını almak, modeli parametrelerde doğrusal yapmaktadır ve

böylelikle bu modeller de EKK yöntemi ile tahmin edilebilir hale gelmektedir. Bir değişkenin logaritmasının, değişkenin yalnızca pozitif değerler alması durumunda hesaplanabileceği hatırdan çıkarılmamalıdır.

“Bağımsız değişkenler arasında tam çoklu doğrusal ilişki olmaması varsayımı”, üzerinde durulması gereken bir diğer varsayımdır. Bu varsayım sağlanmadığında, “Tam Çoklu Doğrusallık” söz konusu olmaktadır. İktisadi değişkenler, az da olsa belli bir düzeyde birbiriyle ilişkilidir. Ekonometride deneysel olmayan veri ile çalışıldığından bağımsız değişkenler arasında ilişki olmaması mümkün değildir. Burada kastedilen, bağımsız değişkenler arasında tam doğrusal ilişki olmamasıdır. Yani eldeki bağımsız değişkene ilişkin değerlerden başka bir bağımsız değişkenin aldığı değerler tam olarak türetilmemelidir. Bunun sağlanamaması durumunda, birbirinden türetilen bağımsız değişkenlerin bağımlı değişkendeki değişimin açıklanmasına ayrı ayrı katkı sunmaması sebebiyle, söz konusu bağımsız değişkenlerin modelde birlikte yer alması tahmin sorununa yol açmaktadır.

Bağımsız değişkenler arasındaki doğrusal ilişki belli bir düzeyin altında olduğunda problem oluşturmazken belli bir düzeyin üzerine çıktığında “Çoklu Doğrusal Bağlılık Problemi (ÇDBP)” söz konusu olmaktadır ve parametre tahmincilerinin standart hataları ve kovaryansları bu problemten etkilenmektedir. Bağımsız değişkenler arasındaki korelasyon katsayısı 0.80’in üzerine çıktığında parametre tahminci varyansları ve kovaryansları anormal bir biçimde artış göstermektedir. Bu sebepten dolayı bağımsız değişkenler arasındaki kritik doğrusal ilişki düzeyi genellikle 0.80 olarak kabul edilmektedir (Gujarati, 2012: 329). Parametre tahmincisinin standart hatası arttıkça tahminler daha az güvenilir olmakta, diğer bir deyişle tahminde kesinlikten uzaklaşmaktadır. Tahmincilerin kovaryanslarının artması durumunda ise değişkenlerin bağımlı değişken üzerindeki bireysel etkileri birbirine karışmaktadır ve etkiler ayrı ayrı yorumlanamaz hale gelmektedir.

Ekonometrik bir modelde çoklu doğrusal bağlılık probleminden şüphelenmeden önce, standart hata ve kovaryanslardaki artışın başka faktörlerden kaynaklanmadığına emin olunması gerekmektedir. Örneğin sabit varyans varsayımı geçerli iken EKK parametre tahmincisinin varyans formülü incelendiğinde, ilgili parametrenin önündeki bağımsız değişkenin varyansı ile hata terimi varyans tahmininin de parametre tahminci varyans tahminini etkilediği görülmektedir. Bu faktörler, tahmincilerin kovaryansları üzerinde de etkili olmaktadır.

Bağımsız değişken varyansının küçük olması durumunda ilgili parametre tahmincisinin standart hatası ve kovaryansı artacağından uygulama aşamasında, bağımsız değişkenlerin varyanslarına (ya da değişim

katsayılarına) da göz atmakta fayda vardır. Örneğin bir ücret denklemi tahmini için toplanan veri setinde katılımcıların eğitim düzeyleri birbirine çok yakınsa, bu durum eğitim değişkeninin varyansının düşük çıkacağına ve eğitim değişkenine ilişkin parametre tahmincisinin standart hatasının artacağına işaret etmektedir. Değişkenlerin varyansını arttırmak amacıyla izlenebilecek bir yol, örneklem hacmini arttırmaktır (Wooldridge, 2008: 96). Ayrıca, hata varyans tahmini büyüdükçe parametre tahmincisine ilişkin standart hatalar ile birlikte kovaryanslar da (mutlak değerce) artmaktadır. Hata varyans tahmininin olabildiğince küçük olmasının altında yine “modelin doğru belirlenmiş olduğu” varsayımının sağlanması yatmaktadır. Model doğru belirlenmişse ve örneklem hacmi de yeterince büyükse ancak bu durumda bağımsız değişkenler arasındaki doğrusal ilişkinin kuvvetine odaklanmak makul bir yaklaşımdır. Standart hatalar ile kovaryanslardaki artışların sebebinin “çoklu doğrusal bağıllık problemi” olduğu sonucuna belirtilen ön incelemeden sonra varmanın daha sağlıklı olduğu söylenebilir.

Çoklu doğrusal bağıllık probleminin yol açtığı sonuçlar incelendiğinde, parametre tahmincilerinin çdbp’den etkilenmediği, sapmasız ve etkin olmaya devam ettiği görülmektedir. Bunun sebebi, problemin anakütle kaynaklı bir problem olmayıp çekilen örneklemden kaynaklanmasıdır. Buna karşılık çdbp sonucunda güven aralıkları, parametre tahminci standart hatalarındaki yükselmeye bağlı olarak genişlemektedir. Ayrıca yine parametre tahminci standart hatalarındaki yükselmeye bağlı olarak, hipotez testlerinin doğru hipotez ile yanlış hipotezi birbirinden ayırt etme kabiliyeti azalmaktadır. Bu durum, varsayımlara ilişkin sağlıklı çıkarımlar yapılmasını engellemektedir.

Modeldeki parametre tahminleri ayrı ayrı yorumlanmayacaksa ve model bağımlı değişken değerlerini öngörmek amacıyla kullanılacaksa çdbp sorun teşkil etmemekte ve ilgili model bu amaçlar doğrultusunda kullanılmaya devam edebilmektedir.

5. Zaman Serileri ve Durağanlık Varsayımı

Zaman serileriyle analiz yapılırken iki farklı alan söz konusudur. Bunlar, zaman alanı ve frekans alanı olarak adlandırılmaktadır. Zaman alanında, serinin zaman içindeki davranışı incelenirken frekans alanında farklı frekanslardaki (periyotlardaki) hareketler incelenmektedir. Herhangi bir zaman serisinin değişen boylardaki ve yüksekliklerdeki sinüs ve kosinüs dalgalarının kombinasyonu olarak yazılabilir olması frekans alan analizinin temel dayanağını oluşturmaktadır.

Bir zaman serisinin “dört temel bileşeni” bulunmaktadır. Bunlar; trend bileşeni, mevsimsel bileşen, konjonktürel bileşen ve rassal bileşen olarak ifade

edilmektedir. Trend, zaman serisinin uzun dönem eğilimidir. Mevsimsel bileşen ise çoğunlukla aylık ve üç aylık frekanslı verilerde görülen ve tekrarlanan hareketler olarak kendini göstermektedir. Aylık frekanslı veride görülen mevsimsellikte her yılın aynı ayları kendi arasında daha kuvvetli ilişkili iken çeyrek yıllık frekanslı veride, her yılın aynı çeyrekleri kendi arasında daha kuvvetli ilişkilidir. Konjonktürel bileşen denildiğinde, bir seride ekonominin genişleme ve daralma rejimlerini içinde barındıran, birbirini izleyen ancak birbirini tekrar etmeyen farklı yüksekliklere ve boylara sahip dalgalara aklâ gelmektedir. Farklı farklı dönemlerde gerçekleşen genişleme rejimleri ile ilgili gerçekleştirmeler bir araya getirilip genişleme rejiminin değerleri elde edilmektedir. Aynı durum daralma rejimi için de geçerlidir. Gözlemleri rejimlere ayırmada zaman uzayı değil “durum uzayı” dikkate alınmaktadır. Durum uzayından farklı olarak zaman uzayında karşılaşılan yapısal kırılmada ise gözlemler kırılma zamanının öncesi ve sonrası olarak gruplanmaktadır. Belli bir örüntü göstermeyen dolayısıyla da tahmin edilemeyen bileşen ise “rassal bileşen” adını almaktadır.

Bir zaman serisinin durağan (istatistiksel olarak dengede, kararlı) olması, bir şok yediği zaman dengesine geri dönüp dönmediğiyle alakalıdır. Seri şok (ekonomi politikası değişikliği gibi) yedikten sonra dengesine dönüyorsa durağandır, dönmüyorsa durağan değildir. Durağan olmayan bir serinin gerçekleştirmelerine dayalı olarak elde edilen sonuçlar veri üretme sürecine genelleştirilemez ve seri değerleri ile ilgili öngöründe bulunulamaz. İncelenen zaman dilimindeki gerçekleştirmelerin oluşturduğu veri seti, yatay kesit verisi ile çalışılırken kullanılan rassal örneklemin karşılığı iken “veri üretme süreci”, yatay kesit verisindeki “anakütle” gibi düşünülmelidir. Bir zaman serisinin farklı zaman noktalarında alacağı değerler henüz bilinmiyorsa bunların her birisi “rassal değişken” olarak adlandırılabilir. Örneğin 2026 yılının Ocak ayındaki işsizlik oranı henüz bilinmemekte ve belli bir aralıkta belli olasılıklarla herhangi bir değeri alabilmektedir fakat 2026 yılının şubat ayı geldiğinde artık Ocak 2026’daki işsizlik oranı bir değer olarak karşımızda durmakta yani gerçekleşme (sabit) söz konusu olmaktadır. Analiz sürecinde gerçekleştirmeler üzerinden analiz yapılmakta ve daha sonra sonuçlar veri üretme sürecine genelleştirilmektedir.

Bir serinin ilk durağanlık şartı, beklenen değerinin zamana göre değişmemesidir. Bu şarta göre serinin uzun dönem ortalaması zaman içerisinde değişmez. Durağanlığın ikinci şartı, serinin varyansının zaman içinde değişmemesidir. Buna göre serinin zaman boyunca hareketi uzun dönem ortalaması boyunca istikrarlı olmalıdır ve bu ortalamadan uzaklaşmalar belli bir bant içerisinde gerçekleşmelidir. Son olarak ise değişkenin gecikmeleri ile olan ilişkisi yalnızca aralarındaki zamansal farkın bir fonksiyonu olmalıdır,

ilişkinin işareti ve büyüklüğü zaman boyunca değişmemelidir. Örneğin incelenen iktisadi seride pozitif otokorelasyon varsa bu pozitif otokorelasyon zaman boyunca değişmemeli, negatif otokorelasyona dönüşmemelidir. Diğer bir deyişle, serinin uzun dönem ortalamasını kesme sıklığı zaman boyunca anlamlı bir farklılık göstermemelidir.

Zaman serilerinde “beyaz gürültü süreci” önemli bir kavramdır. Bu süreç, doğru belirlenmiş bir zaman serisi modelinde şokların izlediği durağan süreci ifade etmektedir. Diğer bir deyişle bir zaman serisi modeli kurulduğunda artıklar (rassal şoklar) beyaz gürültü süreci izliyorsa, modelin doğru belirlendiği anlaşılmaktadır. İncelenen zaman serisinin bileşenleri doğru tespit edilip model kurmada dikkate alındığında modeldeki şoklar durağanlaşmaktadır. Model doğru belirlendiğinde rassal şoklar; sıfır ortalamalı, sabit varyanslı ve birbiriyle ilişkisiz olmaktadır. Bu ilişkisizlik nedeniyle bir sonraki dönemin şoku bile tahmin edilememektedir. Şokların rassallığı, modellenen zaman serisi değişkeninin rassallığını da ima etmektedir. İncelenen zaman serisinde “zayıf bağımlılık” varsayımı geçerliyse, dönemler arasındaki zaman farkı arttıkça dönemler arası ilişki zayıflayıp ortadan kalkmaktadır. “Örneklem rassallığı” varsayımının zaman serilerindeki karşılığı “zayıf bağımlılık” olmaktadır. Doğru belirlenmiş bir modelde şokların izlediği varsayılan “beyaz gürültü süreci” zayıf bağımlılığın en ideal halidir.

Rassal süreç ile rassal yürüyüş süreci birbirine karıştırılmamalıdır. Rassal süreç, şokların izlediği durağan süreci ifade ederken rassal yürüyüş süreci durağan olmayan (ortalamasına geri dönmeyen) bir süreci yani birim kök sürecini ifade etmektedir. Bir zaman serisi birim kök içeriyorsa durağanlık (fark denklemlerinde durağan durum) söz konusu değildir yani seri uzun dönem dengesine geri dönmemektedir (Fark denklemleri için bkz. Enders, 2010). Birim kök süreçlerinde “stokastik trend” bulunması sebebiyle varyans zamanla artış halindedir. Ortalamada durağan olmamayı ifade eden trend bileşeninin iki tipi olan “Deterministik trend” ile “Stokastik trend” arasındaki fark, süreçlerin varyansında kendini göstermektedir. Deterministik trend durumunda, serinin varyansı zamana göre değişmez yani zaman boyunca varyans trend çevresinde sabittir. Bir serideki trend tipinin doğru belirlenmesi, değişkenlerin durağanlaştırılması sürecinde oldukça önemlidir.

Bir seride birden fazla birim kök bulunabilir. İktisadi serilerde genellikle bir ya da iki birim kökün varlığına rastlanırken üç birim kökün varlığı olağanüstü ekonomik koşulların geçerli olduğu nadir dönemlerde söz konusu olmaktadır. Bu duruma, hiper enflasyonist bir süreçte tüketici fiyat endeksinin üç birim köke sahip olması örnek olarak verilebilir. İktisadi zaman

serilerinde genellikle bir tane mevsimsel olmayan birim kök bulunduğundan büyüme serisi (logaritmik fark serisi) hesaplanarak analize devam edilmesi, hem bu serinin iktisadi bir anlam ifade etmesinden hem de tek birim kökü ortadan kaldırabilmesi yoluyla durağanlık varsayımının sağlanmasına katkısı bakımından sıklıkla başvurulan bir yoldur.

Mevsimsellik bileşenin de iki türü bulunmaktadır. Bunlar; “deterministik mevsimsellik” ve “stokastik mevsimsellik” olarak ikiye ayrılmaktadır. Zaman serisinin varyansı üzerinde etkili olan mevsimsellik “stokastik mevsimsellik” olarak adlandırılmaktadır. Mevsimsel birim kökün seride var olması durumunda (toplamsal stokastik mevsimsellik) mevsimsel fark alma yoluna gidilmektedir. Çeyrek yıllık veride tek mevsimsel birim kökün varlığında mevsimsel fark alınacağı zaman seriye “ $\Delta_4 Y_t = Y_t - Y_{t-4}$ ” dönüşümü uygulanmaktadır. Aylık veride ise bu dönüşüm, “ $\Delta_{12} Y_t = Y_t - Y_{t-12}$ ” işlemi ile gerçekleştirilmektedir. Seride trend bileşenin de olması durumunda öncelikle seri uygun yöntemle trendden arındırılmalıdır. Böylelikle mevsimsel hareketleri tespit etmek mümkün hale gelmektedir.

Zaman serilerinin bir türü olan finansal zaman serilerinde, koşullu değişen varyansın söz konusu olduğu durumlarla sıklıkla karşılaşmaktadır. Koşullu varyansın zaman içinde politik, ekonomik vb. nedenlerle değişmesi serinin durağanlığını etkilememektedir. Varyansın zaman içinde değişmemesi biçiminde ifade edilen durağanlık şartında koşulsuz varyans (uzun dönem varyansı) kastedilmektedir. Gerek bir zaman serisinde “koşullu değişen varyans” söz konusu olduğunda o serinin gelecek değerlerini tahmin ederken gerekse de finansal risk hesaplamaları yaparken koşullu değişen varyansın ilgili modellerle (ARCH, GARCH vb.) modellenmesi gerekmektedir. Zaman serisi modelleriyle öngörü yapılırken “koşullu değişen varyans” seride mevcut olup da dikkate alınmadığında, incelenen serinin değişkenliği gereği gibi yakalanamayacak ve bu durum öngörülerde bozulmaya sebebiyet verecektir. Finansal risk hesaplamalarında ise finansal serilerin bir özelliği olan “volatilite kümelenmesi” dikkate alınmadığında ilgili değişkenin risk değerleri doğru tahmin edilememektedir.

6. Varsayım İhlallerine Karşı Farklı Çözüm Önerileri

Çoklu doğrusal regresyon modeli varsayımlarının neler olduğu, bu varsayımların ihlal edilmesi durumunda hangi problemlerle karşılaşılacağı ve bu problemlere çözüm önerileri önceki bölümlerde ele alınmıştı. Bu bölümde, çeşitli varsayımların ihlal edilmesi durumunda yararlanılabilecek farklı yöntemler üzerinde durulmaktadır ve ilk olarak, veri setinde aykırı (ve/veya aşırı) değerlerin varlığı durumunda kullanılması önerilen yöntemlere değinilmektedir.

Anormal değerler, diğer veri noktalarının bileşenlerinden anlamlı ölçüde farklı büyüklüklerde bileşenlere sahip olan veri noktalarını ifade etmektedir. Veri setinde aykırı (dikey yönlü) değerlerin varlığında sabit varyans ve normal dağılım varsayımları sağlanmadığından EKK yöntemi kullanılamamaktadır. EKK yönteminin bağımlı değişkenin ortalaması üzerinde etkili faktörlerin etkilerinin tahmin edilmesinde kullanılmasından ve aritmetik ortalamanın aykırı değerlere karşı dirençli olmamasından dolayı bu durumda, istenen özelliklere sahip dirençli tahmin yöntemlerinin kullanılması önem arz etmektedir.

İki boyutlu bir koordinat sistemi düşünüldüğünde hem X hem de Y eksenini yönünde anormal değerler gerçekleşebilmektedir. Bir gözlemin Y bileşeni aykırı bir değerken X bileşeni aşırı değer (yatay yönlü) değilse ilgili gözlem “yüksek kaldırıcı” etkisine sahip olmaz. Bu durumda, tahmin edilen fonksiyonun eğimi önemli düzeyde değişmemektedir ve tahminde “robust yöntemler” kullanılabilir. İlgili gözlemin Y bileşeni aykırı iken X bileşeni aşırı değer olursa “yüksek kaldırıcı” etkisi söz konusu olmakta ve bu durumda eğim tahmininde ciddi sapmalar ortaya çıkmaktadır. Bu tür gözlemlere “baskın nokta” adı verilmektedir. Veri setinde baskın nokta ya da noktalar bulunması durumunda EKK parametre tahmincisi sapmalı hale gelmektedir. Bu durumda ise “resistant yöntemler” tercih edilmelidir. Yüksek kaldırıcı etkisine sahip olup fonksiyonun eğimini değiştirmeyen anormal değerler de mevcuttur. Bu tür gözlemlerin sadece X bileşeninde aşırı değer söz konusudur. Burada baskın noktadan bahsedilemez çünkü ilgili gözlem grafiğin gidiş yolu üzerindedir. Buradan hareketle bir gözlemin baskın nokta olabilmesi için, ilgili noktanın grafiğin gidiş yolu üzerinde olmaması gerektiği söylenebilir (Rousseeuw ve Leroy, 1987: 4-6).

Aykırı değerlerin varlığında kullanılacak robust tahminciler; Kantil tahmincisi [Medyan tahmincisi (50. Kantil)] ve M tahmincisi örnek olarak verilebilir. Veri setinde hem dikey hem de yatay yönlü anormal değerlerin bulunması durumunda yararlanılan “resistant tahminciler” arasında ise En küçük kırılmış kareler (LTS) tahmincisi, S tahmincisi ve MM tahmincisi bu yöntemlerden ilk akla gelenlerdir. Veri setinde anormal değerlerin var olması halinde kullanılan “robust ve resistant yöntemler”, bu değerlerden kaynaklı varsayım ihlallerine karşı dirençli olup, modelde anormal değer kaynaklı olmayan başka varsayım ihlallerinin de varlığı halinde bunlara çözüm olarak farklı tahmincilerden de yararlanmayı gerektirmektedir. Örneğin “Kantil Regresyon Modeli” tahmin edildiğinde modelde “ışcellik problemi” ile karşılaşılırsa bu durum, ilgili modelin tahmin yönteminin değiştirilip “araç değişken tahmincisi” ve “iki aşamalı tahminci” gibi istenen özelliklere sahip tahmincilerin kullanılması gereğine işaret etmektedir.

Üzerinde durulması gereken bir başka nokta ise finansal serilerdir. Günümüz ekonomi dünyasında oldukça önem arz eden finansal serilerin koşullu volatilitelerinin ve buna dayalı olarak risklerin hesaplanması hususunda, ARCH, GARCH ve türevleri gibi getiri bazlı modeller başta olmak üzere, uygulamada birçok farklı koşullu değişen varyans modelinden yararlanılmaktadır. ARCH, GARCH modelleri gibi “getiri bazlı” modellerde “volatilite vekil değişkeni” olarak, kapanış değerlerine dayalı hesaplanan getiri değişkeninin mutlak değeri ya da karesi kullanılırken son yıllarda CARR (Koşullu Otoregresif Değişim Genişliği) modeli, RGARCH (Değişim Genişliği Bazlı GARCH) modeli gibi “değişim genişliği bazlı” volatilitelerinin kullanımına da rastlanmaktadır.

CARR modelinde (Chou, 2005) kullanılan değişim genişliği ölçüleri ile finansal değişkenin kapanış değerlerinin yanı sıra işlem yapılan zaman dilimindeki değişkenlik bilgisini de dikkate almak mümkün olmaktadır. Bu durum, ekonometrik modelleme aşamasında elde edilen bilgilerin maksimum düzeyde dikkate alınması açısından önemlidir. Ayrıca değişim genişliği ölçülerinden biri olan “kartiller arası değişim genişliği”, ilave bilgiyi dikkate alınması yanı sıra aykırı değerlere karşı dirençli olma özelliği de taşımaktadır. Modelin doğru belirlenmiş olduğu varsayımı gereği bu ve benzeri özelliklerin dikkate alınması, gerçeğe daha fazla yaklaşmak ve daha doğru tahminler elde etmek açısından önemlidir. RGARCH modelinde (Molnar, 2016) ise ARCH, GARCH vb. getiri bazlı modellerde getiri karesi alınarak hesaplanan volatiliteler vekil değişkeni yerine Parkinson, Garman-Klass gibi değişim genişliği bazlı volatiliteler tahmincilerinden elde edilen vekil değişkenler kullanılmaktadır.

Ekonomik değişkenlerin modellenmesinde kimi zaman “ekonomik rejim” değişimlerinin de dikkate alınması gerekmektedir. Farklı rejimlerin dikkate alındığı “ortalamada doğrusal olmayan” süreçlerin modellenmesi halinde, rejimler arasındaki geçişin sert ve yumuşak olma durumunu hesaba katan ya da geçiş sürecinin gözlemlenemeyen bir değişken tarafından yönetildiği modellerin kullanılması “doğru model belirleme” açısından oldukça önemlidir. TAR, STAR ve Markov Rejim Değişim modelleri bu noktada göz önünde bulundurulması gereken temel modellerdir.

Değişkenler arasındaki ilişkinin iyi tanımlanmış bir fonksiyona uymaması durumunda parametrik bir model belirlenmesi, modelin doğru belirlenmiş olduğu varsayımını ihlal etmektedir. Bu ihlale çözüm olarak, verinin bağımsız (rassal örnekleme) ve özdeş dağıldığı varsayımı altında, “parametrik olmayan” yöntemler aklı gelmektedir. Bu yöntemler kullanılırken düzgünleştirme (bant genişliği) parametresinin değerinin doğru belirlenmesi oldukça önemlidir.

Bu parametre, her bir veri noktasının merkez nokta olduğu çemberlerin yarı çaplarının büyüklüğü olarak düşünülebilir. Yarıçap büyüklüğü ne kadar fazlaysa merkez noktaların komşuluğunda (çember içinde) o kadar fazla veri noktası bulunacaktır. Sapma–varyans dengesi açısından optimal parametre tahmini kritik bir role sahiptir. Bu parametre olması gerekenden daha büyük olduğunda tahminci sapmalı olurken, optimal değerden daha küçük parametre değerleri tahminci varyansını arttırmaktadır. Özetle, düzgünleştirme parametresinin değeri doğru belirlenemediğinde tahminciler istenen özellikleri taşıyamamaktadır (Härdle, 1994: 24).

Parametrik olmayan yöntemlerin zaman serileri ile kullanılması durumunda ise gözlemlerin birbiriyle ilişkili olmasından ve bunun da verilerin bağımsızlığı varsayımını bozmasından dolayı “pencereleme yöntemi” ile öncelikle incelenen zaman serisinin beyazlatılma işlemi yapılmaktadır. Böylelikle gözlemler arasındaki ilişki önemsiz hale getirilmekte ve parametrik olmayan yöntemler zaman serileri ile kullanıma uygun hale gelmektedir (Hart, 1996: 116-117). Zaman serileri analizinde kullanılan frekans alan yöntemleri, zaman serilerine parametrik olmayan yaklaşımda kilit rol oynamaktadır (Kley vd., 2016: 1770). Spektral analiz, bu çerçevede düşünülebilecek bir frekans alan analizidir. Bu analiz kapsamında “periyodogram” adı verilen bir araçtan yararlanılmaktadır.

Modelin bir bölümü parametrik olarak belirlenebilirken bir bölümü parametrik olmayan bir biçimde belirlenebildiğinde “semiparametrik yöntemler” akla gelmektedir. Örneğin, rejimler arası geçişin dikkate alındığı ortalamada doğrusal olmayan bir modelde farklı rejimlere ilişkin parametreler “parametrik yöntemler” ile tahmin edilebilirken, rejimler arası geçişlerin lojistik fonksiyon ya da üssel fonksiyon gibi iyi tanımlanmış fonksiyonlara uymaması durumunda geçiş fonksiyonu “parametrik olmayan” yöntemler kullanılarak tahmin edilebilmektedir. Böylelikle toplamda, “semiparametrik model” tahmini yapılmış olmaktadır. Bu durumda, geçiş fonksiyonunun yanlış belirlenmesi sonucunda ortaya çıkan varsayım ihlallerinin önüne geçmek de mümkün hale gelmektedir.

SONUÇ

Ekonometri, gözlemsel veriye bağlı problemlerle baş edecek yöntemleri bünyesinde barındıran bir bilim dalıdır. Ekonometrik model kurmanın temel amacı, istatistiksel araçlardan yararlanarak genele ilişkin çıkarsama yapmaktır. Modelin gerçek süreci olabildiğince doğru yansıtması için çeşitli varsayımların sağlanması gerekmektedir.

Araştırma konusu seçilip ilk okumalar yapıldıktan sonra araştırma hipotezi ya da araştırma sorusu kabaca belirlenmiş olmaktadır. Çalışmanın amacının belirlenmesi, hangi tür verinin nasıl toplanacağı konusunda yol göstericidir. Toplanan verinin betimsel özelliklerinin incelenmesi de çalışmada kullanılacak uygun yöntemin seçilmesine katkı sunmaktadır. Örneğin veride aykırı (ve/veya aşırı) değerlerin bulunması durumunda dirençli yöntemlere geçiş yapılması, güvenilir sonuçların elde edilmesi bakımından oldukça önemlidir.

Ekonometrik modeli matematiksel modelden ayıran temel faktör “rassal hata terimi” olarak adlandırılmaktadır. Hata teriminin rassal olması için gerekli ama yeterli olmayan koşul, model tahmin etmek amacıyla toplanan yatay kesit verisinin uygun örnekleme yöntemiyle çekilmiş olmasıdır. Zaman serisi verisi ile çalışılırken ise belli bir zaman diliminin dikkate alınması ve bu zaman dilimindeki gerçekleşmelerin bir zaman sırası izlemesi nedeniyle şokların rassallığı denildiğinde “zayıf bağımlılık” varsayımı akla gelmektedir.

Model varsayımlarının incelenebilmesi için gerekli ön koşul, modelin doğru belirlenmiş olmasıdır. Belirleme aşamasında; uygun fonksiyonel kalıbın seçilmesi, önemli değişkenlerin modelde yer alması ve bağımsız değişkenlerde ölçme hatası bulunmaması önemlidir. Modelin doğru belirlenmesi amacıyla öncelikle konunun teorik kapsamının derinlemesine incelenmesi, sonrasında ise literatür taramasının titizlikle yapılması aşılması gereken kritik bir eşiiktir. Bu aşamada gerekli özenin gösterilmemesi, modelin doğru belirlenmiş olduğu varsayımını en başında ihlal etmektedir ve bunun sonucunda yapılacak çıkarımlar yanıltıcı olmaktadır.

Model belirleme aşaması gereği gibi tamamlandıktan sonra modelden elde edilecek sonuçlara güvenilebilmesi için model varsayımlarının sağlanması gerekmektedir. Modelin varsayım ihlalleri farklı problemlere işaret etmekte, ihlaller sonucunda parametre ve varyans tahmincileri gibi formüller istenen özellikleri taşıyabilmektedir. Bu durumda, kullanılan regresyon modeli aynı kalsa bile, ihlal edilen varsayımın sağlanacağı farklı bir tahminci bulma ya da araştırmanın amacını da göz önüne alarak farklı bir regresyon modeline geçme yolları değerlendirilmelidir. Örneğin sabit varyans varsayımının ihlali durumunda araştırmacı, bağımlı değişken ortalaması üzerindeki etkilere odaklanıyorsa ve veri seti homojense “çoklu doğrusal regresyon modeli” kullanmaya devam edebilir ancak bu durumda ilgili varsayımın sağlanması için EKK tahmincisi yerine UGEKK tahmincisi kullanarak model tahmini yapmak durumundadır. Veri setinin heterojen ve bağımlı değişken dağılımının farklı bölgelerindeki etkilerin önemli olması durumunda ise “kantil regresyon modeli” tahmin edilerek sabit varyans probleminin üstesinden doğrudan gelinebilmektedir.

Sonuç olarak incelenen konuda iyi bir düzeyde hakimiyetin olması tüm araştırma türlerinde olduğu gibi ekonometrik çalışmaların da olmazsa olmazıdır. Ekonometrik yöntemler, kişileri ilgili konuda ayrıntılı bir araştırma yapmaktan hiçbir zaman alıkoymamalıdır. İncelediği konuyu kafasında netleştiremeyen bir kişinin kafasındaki bulanık şablonu uygun ekonometrik yöntemle bağdaştırması mümkün değildir. Kullanılan yazılımlar, girilen verilere göre bir yöntem seçildiğinde çoğunlukla bir sonuç vermektedir. Sonuçların hızlı bir biçimde elde edilmesi teknolojik gelişmelerin büyük bir nimetidir fakat araştırmaya gerekli özen gösterildiği takdirde sonuçların çabuk elde edilebilmesi önemlidir. Araştırma amacının belirlenmesinden verinin uygun biçimde elde edilmesine, modelin doğru belirlenmesinden ilgili varsayımların sağlanmasına kadar tüm sorumluluğun araştırmacıda olduğu unutulmamalıdır.

KAYNAKÇA

- Chou, R. Y. (2005). Forecasting Volatilities with Extreme Values: The Conditional Autoregressive Range (CARR) Model. *Journal of Money, Credit and Banking*, 37 (3), 561 – 582.
- Enders, W. (2010). *Applied Econometric Time Series*. 3. Baskı. New Jersey: John Wiley & Sons.
- Greene, W.H. (2002). *Econometric Analysis*. 5. Baskı. New Jersey: Prentice Hall.
- Griffiths, W.E., Hill, R.C. & Lim G.C. (2012). *Using EVIEWS For Principals of Econometrics*. 4. Baskı. New York: John Wiley & Sons.
- Gujarati, D. (2011). *Econometrics by Example*. 1. Baskı. New York: Palgrave Macmillan.
- Gujarati, D.N. & Porter D.C. (2012). *Temel Ekonometri*. (Çev. Ü. Şenesen ve G.G. Şenesen). 5. Baskı. İstanbul: Literatür Yayınları. (Orijinal yayın yılı 2009).
- Härdle, W. (1994). *Applied Nonparametric Regression*. Cambridge University Press.
- Hart J. D. (1996). Some Automated Methods of Smoothing Time - Dependent Data. *Journal of Nonparametric Statistics*. 6.(2-3), 115-142.
- Kley, T., Volgushev, S., Dette, H., & Hallin, M. (2016). Quantile Spectral Processes: Asymptotic Analysis and Inference. *Bernoulli*, 22, 1770-1807.
- Molnar, P. (2016). High-low range in GARCH models of stock return volatility. *Applied Economics*, 48(51), 4977-4991.
- Rousseeuw, P.J. & Leroy, A.M. (1987). *Robust Regression and Outlier Detection*. 1. Baskı. New York: John Wiley & Sons.
- Stock, J.H. & Watson, M.W. (2006). *Introduction to Econometrics*. 2. Baskı. Boston: Pearson.
- Verbeek, M. (2012). *A Guide to Modern Econometrics*. 4. Baskı. Chichester: Wiley.
- Wooldridge, J.M. (2008). *Introductory Econometrics*. 4. Baskı. Australia: South-Western.

Regresyon Modelinde Heteroskedastisite:EKK'nın Sınırları ve Alternatif Tahminciler

Çetin Görür¹

Özet

Bu çalışmada, ekonometrik analizlerde yaygın olarak kullanılan En Küçük Kareler (EKK) yönteminin teorik temelleri ve varsayımları ele alınmış, özellikle hata terimlerinin sabit varyanslı olması gerektiğini ifade eden homoskedastisite varsayımının ihlali durumunda ortaya çıkan heteroskedastisite sorununun incelenmesi amaçlanmıştır. EKK tahmincisi heteroskedastisite altında sapmasız ve tutarlı kalmasına rağmen etkinliğini kaybetmekte, standart hatalar güvenilirliğini yitirmekte ve hipotez testlerinin geçerliliği zayıflamaktadır. Bu nedenle, heteroskedastisite durumunda alternatif yöntemlerin uygulanması, ekonometrik model güvenilirliği açısından kritik bir gereklilik olarak görülmektedir. Uygulamalı örnekte, EKK tahminleri ihracat ve istihdam değişkenlerinin Gayri Safi Yurtiçi Hasıla üzerinde anlamlı ve pozitif etkilerini ortaya koyarken, tarım alanı ve göç değişkenlerinin etkileri istatistiksel olarak anlamlı bulunmamıştır. Breusch–Pagan testi heteroskedastisite varlığını doğrulamış, Ağırlıklandırılmış EKK (AEKK) yöntemi uygulanmış ve ihracat ile istihdam değişkenlerinin güçlü etkisi korunmuş, ancak heteroskedastisite yalnızca kısmen giderilebilmiştir. Bu sonuç, daha esnek bir yöntem olan Genel EKK (GEKK) yöntemine yönelmenin gerekliliğini göstermiştir. GEKK modeli, hata terimlerinin genel varyans–kovaryans yapısını dikkate alarak hem heteroskedastisiteyi hem de olası otokorelasyon problemlerini çözebilmektedir. Uygulama bulguları, GEKK ile modelin açıklama gücünde belirgin bir artış sağlandığını ve heteroskedastisitenin tamamen ortadan kalktığını ortaya koymuştur. Sonuç olarak, heteroskedastisiteye sahip ekonometrik uygulamalarda yalnızca EKK'ya bağlı kalmak yerine AEKK ve GEKK gibi alternatif yöntemlere yönelmek, daha güvenilir ve etkin parametre tahminleri ile ekonometrik çıkarımların sağlamlığını artırmaktadır. Özellikle ihracat ve istihdamın bölgesel ekonomik büyüme üzerindeki belirleyici rolü, tüm yöntemler arasında tutarlı şekilde gözlenmiş, GEKK tahminleri sayesinde bu ilişkiler daha güvenilir biçimde desteklenmiştir.

1 Öğr. Gör. Dr., Van YYÜ, Erciş MYO, ORCID ID: 0000-0002-9556-5068

1. GİRİŞ

Ekonometrik analizlerde doğrusal regresyon modeli, bağımlı değişken ile bir veya birden fazla bağımsız değişken arasındaki ilişkinin incelenmesinde en temel araçlardan biridir. Özellikle En Küçük Kareler (EKK) yöntemi, sahip olduğu güçlü teorik özellikler nedeniyle akademik literatürde uzun yıllardır standart bir tahmin yaklaşımı olarak kullanılmaktadır (Greene, 2018; Wooldridge, 2016). Ancak EKK tahmincilerinin geçerliliği ve güvenilirliği, klasik regresyon modeli varsayımlarının sağlanmasına sıkı sıkıya bağlıdır. Bu varsayımlardan herhangi birinin ihlali, elde edilen tahminlerin etkinliğini ve çıkarımların doğruluğunu olumsuz etkileyebilir (Gujarati ve Porter, 2009; Asteriou ve Hall, 2011; İşleyen vd., 2018). Özellikle hata terimlerinin varyansının sabit olmaması (heteroskedastisite) durumunda, EKK tahmincileri sapmasız kalmakla birlikte etkinlik özelliklerini kaybeder ve güvenilirlik zedelenir (White, 1980).

Bu bölümde öncelikle EKK yönteminin matematiksel çerçevesi ve klasik varsayımlar ayrıntılı olarak açıklanacak, ardından heteroskedastisite problemi tanımlanacaktır. Sonrasında bu problemin varlığında kullanılabilecek alternatif yöntemlere genel bir bakış sunulacaktır ve özellikle Ağırlıklı En Küçük Kareler (AEKK) ile Genelleştirilmiş En Küçük Kareler (GEKK) yöntemleri ayrıntılı olarak incelenecektir.

1.1. EKK Yöntemi

Doğrusal regresyon modeli genel olarak Eşitlik (1)'de görüldüğü şekilde ifade edilmektedir:

$$y_i = \beta_0 + \beta_1 x_{1i} + \beta_2 x_{2i} + \dots + \beta_k x_{ki} + u_i, \quad i = 1, 2, \dots, n \quad (1)$$

matris gösterimi ise aşağıda verildiği şekildedir;

$$\mathbf{y} = \mathbf{X}\boldsymbol{\beta} + \mathbf{u}$$

burada;

$\mathbf{y}, n \times 1$ boyutunda bağımlı değişkenler vektörünü,

$\mathbf{X}, n \times k$ boyutunda açıklayıcı değişkenler matrisini,

$\boldsymbol{\beta}, k \times 1$ parametreler vektörünü,

$\mathbf{u}, n \times 1$ hata terimleri vektörünü ifade etmektedir (Wooldridge, 2016; Greene, 2018).

EKK yöntemi, hata terimlerinin kareleri toplamını minimize ederek parametre tahminlerini elde eder:

$$\hat{\beta}_{OLS} = \underset{\beta}{argmin} (y - X\beta)'(y - X\beta)$$

burada en küçükleme problemi çözülerek elde edilen EKK tahmincisi Eşitlik (2)'de ifade edildiği şekildedir:

$$\hat{\beta}_{OLS} = (X'X)^{-1} X'y \quad (2)$$

EKK tahmincisi, klasik varsayımlar altında en küçük varyansa sahip lineer sapmasız tahminci (BLUE) olma özelliğini taşır (Greene, 2018; Wooldridge, 2016; Gujarati ve Porter, 2009).

1.2. Klasik Regresyon Modeli Varsayımları

EKK tahmincisinin sapmasız, tutarlı ve etkin olabilmesi için bir dizi varsayımın sağlanması gerekir. Bu varsayımlar literatürde “klasik doğrusal regresyon modeli varsayımları” olarak bilinmektedir (Asteriou ve Hall, 2011; Johnston ve DiNardo, 1997; Altun vd., 2018).

Doğrusallık: Model parametrelerde doğrusaldır.

Rassal örnekleme: Veri rassal olarak elde edilmiştir.

Tam çoklu doğrusal bağlantının olmaması: Açıklayıcı değişkenler arasında tam doğrusal ilişki bulunmamaktadır.

Sıfır beklenen hata: $E(u_i|X) = 0$.

Sabit varyans varlığı: Hata terimlerinin varyansı sabittir, yani;

$$Var(u_i|X) = \sigma^2$$

Otokorelasyon olmaması: Hata terimleri birbiriyle ilişkisizdir.

Normal dağılım (çıkarım için): Hata terimleri normal dağılmıştır.

Bu varsayımlardan özellikle beşinci varsayım (homoskedastisite), modelin etkinliği açısından kritik öneme sahiptir. Varsayım ihlal edildiğinde, EKK tahmincisi sapmasız kalsa bile etkinlik özelliğini kaybeder (Wooldridge, 2016; Greene, 2018; Demir, 2021).

1.3. Değişen Varyans Problemi (Heteroskedastisite)

Homoskedastisite varsayımının ihlal edilmesi durumunda hata terimlerinin varyansı gözlemler arasında farklılık gösterir. Bu durumda:

$$Var(u_i|X) = \sigma_i^2 \neq \sigma^2$$

şeklinde ifade edilen durum heteroskedastisite olarak adlandırılmaktadır (White, 1980; Baltagi, 2008).

Heteroskedastisite varlığında:

EKK tahmincileri sapmasız ve tutarlıdır, ancak etkin değildir, yani varyansları minimum değildir. Bunun sonucu olarak, standart hata tahminleri tutarsız hale gelmekte, güven aralıkları ve hipotez testleri geçerliliğini kaybetmektedir (Demir vd., 2023).

Bu bahsedilenlerin sonucu olarak heteroskedastisite, ekonometrik modellerde çıkarımların güvenilirliği açısından ciddi bir sorun oluşturmaktadır (Gujarati ve Porter, 2009).

1.4. Alternatif Çözüm Yöntemleri

Heteroskedastisiteye karşı literatürde çeşitli çözüm yöntemleri geliştirilmiştir. Bunlar arasında:

- Ağırlıklı En Küçük Kareler
- Genelleştirilmiş En Küçük Kareler (Hoechle, 2007),

Bu yöntemler arasında AEKK ve GEKK, doğrudan hata terimlerinin varyans–kovaryans yapısını dikkate alarak tahminleri etkin hale getirmesi bakımından diğerlerinden öne çıkmaktadır (Greene, 2018; Wooldridge, 2016).

1.5. Ağırlıklı En Küçük Kareler (AEKK) Yöntemi

Eğer hata terimlerinin varyansının yapısı bilindiğinde, her bir gözleme varyansının tersiyle orantılı ağırlık verilerek model yeniden tahmin edilebilmektedir. Bu yöntem AEKK olarak bilinir. AEKK modeli genel olarak Eşitlik (3)'teki şekilde ifade edilmektedir:

$$y_i = \beta_0 + \beta_1 x_{1i} + \beta_2 x_{2i} + \dots + \beta_k x_{ki} + u_i, \text{Var}(u_i) = \sigma_i^2 \quad (3)$$

burada her gözlem $\frac{1}{\sigma_i}$ ile bölünüp;

$$\frac{y_i}{\sigma_i} = \frac{\beta_0}{\sigma_i} + \beta_1 \frac{x_{1i}}{\sigma_i} + \beta_2 \frac{x_{2i}}{\sigma_i} + \dots + \beta_k \frac{x_{ki}}{\sigma_i} + \frac{u_i}{\sigma_i}$$

şeklini alır. Matris gösterimi ise aşağıda yer aldığı şekildedir:

$$y^* = X^* \beta + u^*$$

burada;

$$y^* = W^{\frac{1}{2}} y$$

$$X^* = W^{\frac{1}{2}} X$$

$$u^* = W^{\frac{1}{2}} u$$

$W = \text{diag}\left(\frac{1}{\sigma_1^2}, \dots, \frac{1}{\sigma_n^2}\right)$ şeklindedir. Böylelikle AEKK tahmincisi

Eşitlik (4)'teki gibi yazılabilmektedir.

$$\hat{\beta}_{WLS} = (X'WX)^{-1} X'Wy \quad (4)$$

AEKK, heteroskedastisiteyi doğrudan gidererek etkin tahminler elde etmeyi sağlar. Ancak pratikte σ_i^2 değerleri genellikle bilinmez. Bu durumda tahmin edilen hata terimleri (artıklar) yardımıyla yaklaşık değerler elde edilir (Feasible AEKK) (Greene, 2018; Johnston ve DiNardo, 1997). Yöntemin avantajları ve dezavantajları aşağıdaki gibi sıralanabilir:

Yöntemin Avantajlar:

- Etkin tahminler sağlar.
- Standart hatalar güvenilir hale gelir.
- Uygulaması görece kolaydır.

Yöntemin Dezavantajlar:

Gerçek σ_i^2 değerleri bilinmez, tahmin edilmesi gerekir.

Yanlış ağırlık seçimi sonuçları bozabilir (Greene, 2018; Wooldridge, 2016; Johnston ve DiNardo, 1997).

1.6. Genelleştirilmiş En Küçük Kareler (GEKK)

Hata terimleri sadece heteroskedastik değil aynı zamanda otokorelasyona da sahip olabilir. Bu durumda hata terimlerinin kovaryans matrisi Eşitlik (5)'te verildiği şekildedir:

$$Var(\mathbf{u}) = \Omega \neq \sigma^2 I \quad (5)$$

şeklinde tanımlanır. Burada Ω , hata terimlerinin varyans–kovaryans yapısını içeren pozitif tanımlı bir matristir. GEKK tahmincisi Eşitlik (6)'da verildiği şekilde tanımlanır:

$$\hat{\beta}_{GLS} = (\mathbf{X}'\Omega^{-1}\mathbf{X})^{-1} \mathbf{X}'\Omega^{-1}\mathbf{y} \quad (6)$$

GEKK yöntemi, hata terimlerinin korelasyon yapısını dikkate alarak etkin tahminciler elde edilmesini sağlar. Ancak Ω genellikle bilinmez. Bu durumda tahmini bir $\hat{\Omega}$ matrisi kullanılır ve bu FGEKK olarak adlandırılır (Parks, 1967; Greene, 2018). GEKK, hem heteroskedastisite hem de otokorelasyon sorunlarını çözmede oldukça güçlüdür (Baltagi, 2008). Yöntemin avantaj ve dezavantajları aşağıdaki gibidir:

Yöntemin Avantajlar:

- Hem heteroskedastisite hem de otokorelasyon sorunlarını çözebilir.
- Etkin ve güvenilir parametre tahminleri sunar.

Yöntemin Dezavantajlar

Ω 'nın tam biçimi genellikle bilinmez.

Yanlış tahmin edilen Ω etkinliği azaltabilir.

Hesaplama yükü EKK'ya göre daha fazladır (Greene, 2018; Baltagi, 2008; Parks, 1967)

2. UYGULAMALI ÖRNEK

Tablo 1, analizde kullanılan değişkenlere ilişkin tanımları, veri yılı ve veri kaynaklarını içermektedir. Çalışmada bağımlı değişken olarak illerin GSYİH'sı seçilmiş, bağımsız değişkenler ise kullanılan tarım alanı, alınan göç, ihracat ve istihdam şeklinde belirlenmiştir. Değişkenlerin tamamının

TÜİK verilerine dayanması, çalışmanın güvenilirliğini artıran önemli bir unsurdur.

Tablo 1. Çalışmada Kullanılan Değişkenlere İlişkin Bilgiler

Değişkenler	Açıklama	Yıl	Gözlem Sayısı	Kaynak
GSYİH	İllere Göre Gayri Safi Yurtiçi Hâsıla (Bağımlı Değişken, Logaritmik)	2024	81	TÜİK
K_TAR_A	İllere Göre Kullanılan Tarım Alanı (Logaritmik)	2024	81	TÜİK
A_GOC	İllerin Aldığı Göç (Logaritmik)	2024	81	TÜİK
Ihracat	İllerin Yaptığı İhracat (Logaritmik)	2024	81	TÜİK
Istihdam	İllerdeki İstihdam (Oran)	2024	81	TÜİK

Tablo 1, çalışmanın veri setini ortaya koyarken aynı zamanda analiz için seçilen değişkenlerin gerekçelerini de net bir biçimde desteklemektedir. İller düzeyinde seçilen değişkenlerin çeşitliliği, ekonomik büyüme üzerinde farklı kanalların nasıl işlediğini anlamak açısından önemli bir analitik çerçeve sunmaktadır.

Tablo 2, modelde kullanılan değişkenlerin tanımlayıcı istatistiklerini sunarak dağılımları ve merkezî eğilimlerini ortaya koymaktadır.

Tablo 2. Değişkenlere İlişkin Tanımlayıcı İstatistikler

Değişkenler	Ortalama	Medyan	St. Sapma	Min.	Maks.
GSYİH	5.338526	5.331843	0.1449189	5.033509	5.713036
K_TAR_A	6.074564	6.159160	0.5741255	3.300595	7.180812
A_GOC	4.337316	4.256381	0.3509950	3.659916	5.597130
Ihracat	5.105007	5.089463	1.0104273	1.974572	7.734635
Istihdam	48.184037	48.923972	4.9350462	35.257175	60.629570

Tablo 2’de yer alan ortalama, standart sapma, minimum ve maksimum değerler incelendiğinde, değişkenlerin ölçek ve varyasyon düzeylerinin birbirinden oldukça farklı olduğu görülmektedir. Bağımlı değişken olan GSYİH’nın ortalama değeri etrafında düşük standart sapma göstermesi, iller arasında görece sınırlı farklılık bulunduğunu düşündürmektedir. Tarım alanı değişkeni daha geniş bir dağılım sergileyerek iller arasında belirgin heterojenlik göstermektedir. Bu heterojenliğin, özellikle tarım ağırlıklı iller ile sanayi ve hizmet sektörlerinin baskın olduğu iller arasındaki ekonomik farkları

yansıtması beklenmektedir. Alınan göç değişkeni, daha dar bir varyasyon göstermektedir. Bu sonuç, göçün iller arasında farklılık arz etmesine karşın, GSYİH üzerindeki etkisini doğrudan yakalamamanın güç olabileceğine işaret etmektedir. Buna karşılık ihracat değişkeni yüksek standart sapmasıyla iller arası büyük farklılık göstermekte, bazı illerin ihracat kapasitesinin bölgesel gelir üzerinde belirleyici bir unsur olduğunu ortaya koymaktadır. İstihdam değişkeni ise geniş bir aralık ve yüksek ortalama değer sunarak, bölgesel üretim kapasitesinin temel belirleyicisi olarak öne çıkmaktadır. Tablo 2, veri setinin yapısal özelliklerini net biçimde göstermekte ve ilerleyen analizlerde özellikle ihracat ve istihdam değişkenlerinin güçlü açıklayıcı etkilere sahip olacağına dair ön sinyaller vermektedir.

Tablo 3, Gayri Safi Yurtiçi Hasıla'daki değişimi açıklamak amacıyla kurulan EKK modeline ait regresyon katsayılarını, standart hataları, anlamlılık düzeylerini ve VIF değerlerini sunmaktadır.

Tablo 3. EKK Model Sonuçları ve VIF Değerleri

Değişkenler	Katsayı	St. Hata	t-değeri	P-değeri	VIF değerleri
Sabit	5.338526	0.011441	466.622	<0.001*	-
K_TAR_A	0.008079	0.012370	-0.653	0.5157	1.154654
A_GOC	-0.011694	0.019663	0.595	0.5538	2.917276
Ihracat	0.064762	0.019090	3.392	0.001*	2.749868
Istihdam	0.062022	0.011840	5.238	<0.001*	1.057824
$R^2 = 0.5204$		Düzeltilmiş $R^2 = 0.4952$			

Tablo 3'te modelin R^2 değeri yaklaşık %52 olup, bağımlı değişken varyansının yarısından biraz fazlasının açıklayıcı değişkenler tarafından açıklandığını göstermektedir. Bölgesel düzeyde yapılan ekonometrik analizlerde bu oran orta düzeyde tatmin edici kabul edilmektedir. Elde edilen bulgulara göre, ihracat ve istihdam değişkenleri istatistiksel olarak anlamlı ve pozitif etkiye sahiptir. Bu durum teorik beklentilerle tam bir uyum göstermektedir. İhracatın GSYİH üzerindeki pozitif etkisi, dış talep kanalı yoluyla üretim kapasitesini artırmasından kaynaklanmaktadır. Benzer şekilde istihdamın pozitif ve güçlü etkisi, daha geniş bir işgücünün üretim ve gelir yaratma kapasitesini artırdığını ortaya koymaktadır. Buna karşın tarım alanı ve göç değişkenleri istatistiksel olarak anlamlı değildir. Bu bulgu, tarımın bölgesel GSYİH üzerindeki katkısının sınırlı kaldığını veya göçün niteliksel özelliklerinin modele dahil edilmediğini göstermektedir. VIF değerleri incelendiğinde ise modelde çoklu doğrusal bağlantı sorunu

bulunmadığı görülmektedir. Bu da model katsayılarının istatistiksel güvenilirliğini artıran bir unsurdur. Ancak Breusch–Pagan testi sonucunda modelde heteroskedastisite problemi tespit edilmesi, EKK sonuçlarının standart hatalar açısından güvenilir olmadığını işaret etmektedir. Bu nedenle bir sonraki aşamada AEKK yöntemine geçilmesi metodolojik olarak gerekli hale gelmektedir.

Tablo 4, EKK modelinin hata terimlerine ilişkin normallik ve homoskedastisite varsayımlarının test sonuçlarını göstermektedir.

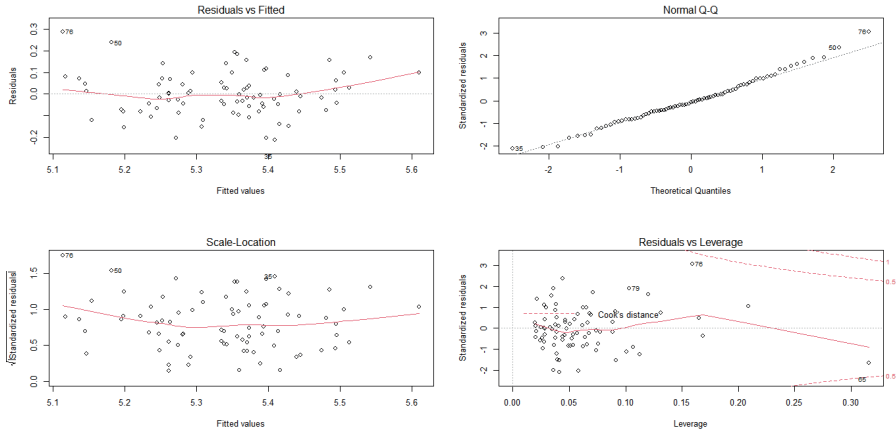
Tablo 4. EKK için Normallik ve Değişen Varyans Test Sonuçları

Normallik Testi (Shapiro-Wilk)		Değişen Varyans (Breusch-Pagan)	
W değeri	p- değeri	BP değeri	p - değeri
0.98842	0.6844	9.588	0.02797

Tablo 4’ te yer alan Shapiro–Wilk testinde p-değerinin 0.05’ten büyük olması, hata terimlerinin normal dağıldığını ve bu açıdan modelin çıkarım yapmaya uygun olduğunu göstermektedir. Ancak Breusch–Pagan testi p-değerinin 0.05’in altında olması, homoskedastisite varsayımının reddedilmesine yol açmaktadır. Bu bulgu, EKK modelinin heteroskedastisite problemine sahip olduğunu ve dolayısıyla standart hataların tutarsız hale geldiğini göstermektedir. Bu nedenle, parametre tahminleri sapmasız olsa da etkinliklerini kaybetmektedir. Böyle bir durumda literatürde önerilen başlıca çözümlerden biri, gözlemlere farklı ağırlıklar atayarak varyans farklılıklarını dengelemeyi sağlayan Ağırlıklı En Küçük Kareler (AEKK) yöntemidir. Dolayısıyla Tablo 4’te elde edilen sonuçlar, çalışmada neden OLS’den AEKK’ya geçildiğini metodolojik açıdan açıkça gerekçelendirmektedir.

Şekil 1'de yer alan EKK varsayımlarına ilişkin tanısal grafikler dört panel halinde verilmiştir.

Şekil 1. EKK Varsayımları için Tanısal Grafikler



Şekil 1'de yer alan tanısal grafikler birlikte değerlendirildiğinde, öncelikle “residuals vs fitted” grafiğinde hata terimlerinin rastgele dağılmadığı, tahmin edilen değerler arttıkça artıkların varyansının genişlediği ve bu durumun heteroskedastisite olasılığını işaret ettiği görülmektedir. Normal Q-Q grafiği incelendiğinde, noktalar teorik çizgi etrafında yoğunlaşmakla birlikte uç değerlerde sapmalar mevcuttur; bu bulgu hata terimlerinin merkezde normal dağılıma yakın olduğunu ancak uçlarda normallikten uzaklaştığını göstermektedir. Scale-Location grafiğinde standartlaştırılmış artıkların karekökünün tahmin değerlerine göre homojen dağılmadığı ve varyansın özellikle düşük ve yüksek değerlerde artış gösterdiği gözlenmektedir ki bu da homoskedastisite varsayımının tam olarak sağlanmadığını teyit etmektedir. Son olarak “residuals vs leverage” grafiğinde özellikle 50, 70 ve 79 numaralı gözlemlerin Cook's mesafesi sınırına yakın konumlandığı ve model üzerinde orantısız bir etkiye sahip olabileceği dikkat çekmektedir. Tüm bu bulgular, hata terimlerinin büyük ölçüde normal dağılmasına rağmen heteroskedastisitenin varlığına ve bazı gözlemlerin yüksek kaldıraç etkisiyle model sonuçlarını bozma ihtimaline işaret etmektedir. Böylelikle, EKK tahmincilerinin etkinliği sınırlanmakta ve daha güvenilir sonuçlar için AEKK ya da GEKK gibi alternatif yöntemlerin tercih edilmesi gerekmektedir.

Tablo 5, heteroskedastisite problemini gidermek amacıyla uygulanan AEKK yöntemine ait sonuçları sunmaktadır.

Tablo 5. AEKK Model Sonuçları

Değişkenler	Katsayı	St. Hata	t-değeri	P-değeri
Sabit	5.339229	0.011561	461.8334	<0.001*
K_TAR_A	0.010859	0.015449	-0.7029	0.48426
A_GOC	-0.014858	0.023693	0.6271	0.53247
Ihracat	0.062007	0.023814	2.6038	0.011*
Istihdam	0.065145	0.010615	6.1372	<0.001*
$R^2 = 0.516783$		Düzeltilmiş $R^2 = 0.4913505$		

Tablo 5'te modelin R^2 değeri yaklaşık %51 olup EKK modeline yakın bir düzeydedir. Ancak AEKK'nın temel amacı uyum katsayısını artırmaktan ziyade parametre tahminlerini etkin hale getirmektir. Sonuçlar incelendiğinde, ihracat ve istihdam değişkenleri yine pozitif ve istatistiksel olarak anlamlı bulunmuştur. Bu bulgu, söz konusu değişkenlerin GSYİH üzerindeki belirleyici rolünün heteroskedastisiteden bağımsız olarak tutarlı biçimde ortaya çıktığını göstermektedir. Buna karşılık tarım alanı ve göç değişkenleri EKK'da olduğu gibi yine anlamsızdır. AEKK, bu iki değişkenin etkisini değiştirmemiş, yalnızca tahmin edilen katsayıları bir miktar farklılaştırmıştır. AEKK sonucunda elde edilen Breusch-Pagan test değeri, heteroskedastisitenin azaldığını ancak tamamen ortadan kalkmadığını göstermektedir. Bu bulgu, AEKK'nın uygulamada iyileştirme sağladığını ancak hata terimlerinin yapısının daha karmaşık olabileceğini işaret etmektedir. Tablo 6'da, AEKK sonrası hata terimlerinin dağılımını değerlendirilmektedir.

Tablo 6. AEKK için Normallik ve Değişen Varyans Varsayımı

Normallik Testi (Shapiro-Wilk)		Değişen Varyans (Breusch-Pagan)	
W değeri	p- değeri	BP değeri	p - değeri
0.98904	0.7263	7.554	0.04107

Tablo 6'da yer alan Shapiro-Wilk testi modelin hata terimlerinin normal dağılım varsayımını sağladığını doğrulamaktadır. Ancak Breusch-Pagan testi sonuçları, heteroskedastisitenin tamamen giderilemediğini göstermektedir. Bu durum, ağırlıklandırmanın hata varyansını belirli ölçüde düzelttiğini ancak yapısal farklılıkların tümünü ortadan kaldıramadığını göstermektedir.

Bu sonuç, çalışmada neden AEKK sonrasında GEKK yöntemine geçildiğini açıklayan önemli bir gerekçedir. Çünkü GEKK, yalnızca heteroskedastisiteyi değil, hata terimleri arasındaki daha genel varyans–kovaryans yapısını da dikkate alarak etkin tahminler yapılmasına olanak tanımaktadır.

Dolayısıyla bu aşamada, daha geniş bir değişken varyans örüntüsünü dikkate alan bir yöntem olan GLS'in uygulanması ile analize devam etmenin uygun olacağı düşünülmektedir. Tablo 7, GEKK yönteminin sonuçlarını sunmaktadır.

Tablo 7. GEKK Model Sonuçları

Değişkenler	Katsayı	St. Hata	t-değeri	P-değeri
Sabit	5. 336700	0.011479	464.8964	<0.001*
K_TAR_A	0. 003486	0.011606	-0.3004	0.763891
A_GOC	-0. 022731	0.018518	1.2275	0.219631
Ihracat	0. 066563	0.020252	3.2868	0.001*
Istihdam	0. 065653	0.012268	5.3515	<0.001*
$R^2 = 0.6275347$		Düzeltilmiş $R^2 = 0.5614039$		

Tablo 7’de modelin R^2 değeri %62 düzeyine çıkmış, düzeltilmiş R^2 ise %56 olarak gerçekleşmiştir. EKK ve AEKK’ya kıyasla bu değerlerdeki artış, GEKK’nın hata terimleri arasındaki yapıyı daha etkin biçimde modellediğini ve dolayısıyla daha güvenilir sonuçlar sağladığını göstermektedir. GEKK bulgularına göre ihracat ve istihdam değişkenleri pozitif ve güçlü biçimde anlamlı kalmıştır. Bu sonuç, söz konusu iki değişkenin bölgesel ekonomik büyüme üzerindeki rolünün son derece sağlam olduğunu ortaya koymaktadır. Tarım alanı ve göç değişkenleri ise yine anlamlı bulunmamıştır. Bu durum, özellikle göç değişkeninin niteliğinin modele yansıtılmadığını ve tarımın bölgesel GSYİH üzerindeki katkısının sınırlı olduğunu göstermektedir. Bu noktada GEKK’nın en önemli katkısı, parametre tahminlerini yalnızca sapmasız değil aynı zamanda etkin hale getirmesidir. Elde edilen sonuçlar, özellikle ihracat ve istihdam değişkenlerinin güvenilirliğini artırarak, politika çıkarımları açısından daha sağlam bir temel sunmaktadır.

Tablo 8, GEKK yöntemine ilişkin varsayım testlerini içermektedir.

Tablo 8. GEKK için Normallik ve Değişen Varyans Varsayımı

Normallik Testi (Shapiro-Wilk)		Değişen Varyans (Breusch-Pagan)	
W değeri	p- değeri	BP değeri	p - değeri
0.98578	0.5126	0.057253	0.8109

Tablo 8’de yer alan Shapiro–Wilk testi hata terimlerinin normal dağıldığını doğrularken, Breusch–Pagan testi p-değerinin 0.81 gibi oldukça yüksek bir düzeyde olması, heteroskedastisitenin artık mevcut olmadığını göstermektedir. Bu bulgu, GEKK yönteminin heteroskedastisite problemini başarıyla ortadan kaldırdığını kanıtlamaktadır. Böylece elde edilen parametre tahminleri etkin ve güvenilir hale gelmiştir. Bu aşamada elde edilen sonuçlar, EKK ve AEKK modellerine kıyasla daha sağlam kabul edilmeli ve çıkarımlar GEKK bulguları üzerinden yapılmalıdır.

SONUÇ

Bu çalışmada, ekonometrik analizlerde yaygın olarak kullanılan EKK yönteminin teorik temelleri ve varsayımları incelenmiş, özellikle hata terimlerinin sabit varyanslı olması gerektiğini ifade eden homoskedastisite varsayımının ihlal edilmesi durumunda karşılaşılan heteroskedastisite sorunu ele alınmıştır. EKK tahmincisinin heteroskedastisite altında sapmasız ve tutarlı kalmasına karşın etkinliğini kaybetmesi, standart hataların güvenilir olmamasına ve dolayısıyla hipotez testlerinin geçerliliğinin zayıflamasına yol açmaktadır. Bu nedenle, heteroskedastisite durumunda alternatif yöntemlerin tercih edilmesi, ekonometrik modellerin güvenilirliği açısından kritik bir gereklilik haline gelmektedir.

Uygulamalı örnekte elde edilen bulgular, EKK tahminlerinin ihracat ve istihdam değişkenlerinin Gayri Safi Yurtiçi Hasıla üzerinde anlamlı ve pozitif bir etkisi olduğunu ortaya koyarken, tarım alanı ve göç değişkenlerinin istatistiksel olarak anlamlı bir katkı sunmadığını göstermiştir. Ancak Breusch–Pagan testi sonuçları, EKK modelinde heteroskedastisite probleminin varlığını ortaya koymuş ve bu nedenle EKK tahminlerinin etkinliği sorgulanır hale gelmiştir. Bu noktada literatürde önerilen başlıca çözüm yollarından biri olan AEKK yöntemi uygulanmıştır. AEKK sonuçları, ihracat ve istihdam değişkenlerinin güçlü etkisini koruduğunu, ancak heteroskedastisite probleminin yalnızca kısmen giderilebildiğini göstermiştir. Bu durum, heteroskedastisitenin daha karmaşık bir yapıya sahip olduğunu ve AEKK’nın sınırlı düzeltme gücü sunduğunu ortaya koymuştur.

Bu bulgu, daha esnek ve güçlü bir yöntem olan GEKK yöntemine yönelmenin gerekçesini oluşturmuştur. GEKK modeli, hata terimlerinin genel varyans–kovaryans yapısını dikkate alarak hem heteroskedastisiteyi hem de olası otokorelasyon sorunlarını çözme kapasitesine sahiptir. Uygulama sonuçları da bu teorik beklentiyi desteklemiş, GEKK modeli ile hem modelin açıklama gücünde (R^2 ve düzeltilmiş R^2) belirgin bir artış sağlanmış hem de heteroskedastisite tamamen ortadan kaldırılmıştır. Bu sonuç, GEKK yönteminin parametre tahminlerini yalnızca sapmasız değil aynı zamanda etkin hale getirdiğini ve ekonometrik çıkarımları daha güvenilir bir zemine taşıdığını göstermektedir.

Sonuç olarak, çalışmada elde edilen bulgular, ekonometrik analizlerde EKK yönteminin güçlü bir başlangıç noktası olmakla birlikte, heteroskedastisite varlığında tek başına yeterli olmadığını ortaya koymaktadır. Bu durumda AEKK yöntemi ilk düzeltici adım olarak uygulanabilse de, yapısal varyans farklılıklarının daha kapsamlı biçimde giderilebilmesi için GEKK yöntemine yönelmek daha sağlam sonuçlar sunmaktadır. Özellikle ihracat ve istihdam değişkenlerinin bölgesel ekonomik büyüme üzerindeki belirleyici rolü, EKK, AEKK ve GEKK modelleri arasında tutarlı biçimde ortaya çıkmış, ancak GEKK tahminleri sayesinde bu ilişkiler daha güvenilir ve etkin parametrelerle desteklenmiştir. Bu nedenle, değişen varyans problemine sahip ekonometrik uygulamalarda, yalnızca EKK'ya dayalı sonuçlara bağlı kalmak yerine, alternatif yöntemlere yönelmenin hem akademik hem de muhataplar açısından daha sağlam çıkarımlar sağlayacağı sonucuna ulaşılmıştır.

Kaynakça

- Altun, Y., İşleyen, Ş. ve Görür, Ç. (2018). Türkiye’de eğitim ve sağlık harcamalarının ekonomik büyümeye etkisi: 1999-2017. *Sosyal Bilimler Enstitüsü Dergisi/The Journal of Social Sciences Institute*, 39, 223-244.
- Asteriou, D. ve Hall, S. G. (2011). *Applied econometrics (2nd ed.)*. Palgrave Macmillan.
- Baltagi, B. H. (2008). *Econometric analysis of panel Data (4th ed.)*. Wiley.
- Demir, Y. (2021). Eğitim, sağlık ve ar-ge harcamaları ile ekonomik büyüme arasındaki ilişkinin ardl sınır testi ile belirlenmesi. *Manas Sosyal Araştırmalar Dergisi*, 10(3), 1758-1770.
- Demir, Y., İşleyen, Ş. ve Özen, K. (2023). Determining the effect of selected energy consumptions on carbon dioxide emissions by ardl limit test. *Van Yüzüncü Yıl University the Journal of Social Sciences Institute*, 59, 80 – 107.
- Greene, W. H. (2018). *Econometric analysis (8th ed.)*. Pearson.
- Gujarati, D. N. ve Porter, D. C. (2009). *Basic econometrics (5th ed.)*. McGraw-Hill.
- Hoechle, D. (2007). Robust standard errors for panel regressions with cross-sectional dependence. *Stata Journal*, 7(3), 281–312.
- İşleyen, Ş., Altun, Y. ve Görür, Ç. (2018). Hizmet ihracatı ve turizm harcamalarının ekonomik büyümeye katkısı üzerine ampirik bir analiz: 1996-2017 Türkiye örneği. *Anemon Muş Alparslan Üniversitesi Sosyal Bilimler Dergisi*, 6(6) 953–960
- Johnston, J. ve DiNardo, J. (1997). *Econometric methods (4th ed.)*. McGraw-Hill.
- Parks, R. W. (1967). Efficient estimation of a system of regression equations when disturbances are both serially and contemporaneously correlated. *Journal of the American Statistical Association*, 62(318), 500–509.
- White, H. (1980). A heteroskedasticity-consistent covariance matrix estimator and a direct test for heteroskedasticity. *Econometrica*, 48(4), 817–838.
- Wooldridge, J. M. (2016). *Introductory econometrics: A modern approach (6th ed.)*. Cengage Learning.

Geleneksel ve Güncel Ekonometrik Yaklaşımlar ile Teorik ve Ampirik Analizler

Editörler:

Doç. Dr. Gökhan KONAT

Dr. Öğr. Üyesi Ahmet KONCAK