

Makro İktisadi Politikalarda Güncel Konular

Editör: Prof. Dr. Ahmet Yılmaz ATA



Makro İktisadi Politikalarda Güncel Konular

Editör:

Prof. Dr. Ahmet Yılmaz ATA



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

Makro İktisadi Politikalarda Güncel Konular

Editör: Prof. Dr. Ahmet Yılmaz ATA

Language: Turkish-English

Publication Date: 2026

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): 978-625-8813-26-5

DOI: <https://doi.org/10.58830/ozgur.pub1347>



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:

Ata, A. Y. (ed) (2026). *Makro İktisadi Politikalarda Güncel Konular*. Özgür Publications.

DOI: <https://doi.org/10.58830/ozgur.pub1347>. 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

Dünya ekonomisi son yıllarda küresel salgınlar, jeopolitik gerilimler, enerji ve gıda krizleri, yüksek enflasyon, finansal dalgalanmalar, dijital dönüşüm ve iklim değişikliği gibi birbirini etkileyen çok boyutlu sorunlarla karşı karşıya kalmıştır. Bu gelişmeler, makro iktisadi politikaların kapsamını genişletmiş; para, maliye ve gelir politikalarının etkinliğini yeniden tartışmaya açmıştır. Günümüzde ekonomik istikrarın sağlanması yalnızca büyüme ve fiyat istikrarı hedefleriyle sınırlı olmayıp sürdürülebilir kalkınma, finansal istikrar, gelir dağılımı, istihdam ve çevresel sürdürülebilirlik gibi çok yönlü hedefleri de içermektedir.

Makro İktisadi Politikalarda Güncel Konular adlı bu eser, değişen küresel ekonomik koşullar çerçevesinde makro iktisadi politikaların güncel sorunlarını ve yeni yaklaşımlarını akademik bir bakış açısıyla ele almayı amaçlamaktadır. Kitapta, geleneksel makro iktisat politikalarının yanı sıra dijital ekonominin yükselişi, mali disiplin, sürdürülebilir kamu maliyesi, yeşil dönüşüm, finansal piyasalar, küresel ekonomik entegrasyon ve ekonomik krizlerin yönetimi gibi günümüzün öne çıkan konuları kapsamlı biçimde değerlendirilmektedir.

İçindekiler

Ön Söz	iii
--------	-----

Bölüm 1

İkiz Dönüşüm ve İstihdam: Türkiye Üzerine Ampirik Bir Analiz	1
<i>Burcu Karaca</i>	

Bölüm 2

Income Inequality and Industrial Sector Employment: Evidence From Türkiye	25
<i>Özge Arpacioğlu Özdemir</i>	

Bölüm 3

Avrupa’da Mali Politikalar: Kamu Harcamaları Üzerine Bir Panel Veri Analizi	41
<i>Çağatay Tunçsiper</i>	

Bölüm 4

Avrupa’da Gelir Eşitsizliğinin Kulüp Yakınsaması: Dinamik Yapı ve Kulüp Oluşumunun Belirleyicileri	65
<i>Arif İğdeli</i>	

Bölüm 5

Balkan Ülkelerinde Genç Neet Oranlarını Etkileyen Makroekonomik Faktörler: Panel Veri Analizi	101
<i>Habibe Günsel Doğrul</i>	

Bölüm 6

Türkiye’de Organik Bitkisel Ürün İhracatı ve Bölgesel Fırsatlar: Akdeniz ve Ege Bölgeleri Üzerine Bir Değerlendirme 125

Muhammed Yusu Bilden

Bölüm 7

Türkiye’de Sağlık Harcamaları, Yenilenebilir Enerji Tüketimi, ve Ekonomik Büyüme İlişkisi: Yük Taşıma Kapasitesi Faktörü Çerçevesinde Bir Analiz 143

Ahmet Yılmaz Ata

Ayşe Eryer

İkiz Dönüşüm ve İstihdam: Türkiye Üzerine Ampirik Bir Analiz

Burcu Karaca¹

Özet

Teknolojik dönüşümün hız kazanmasıyla birlikte üretim, istihdam ve tüketim yapılarında köklü değişimler yaşanırken; doğal kaynakların yoğun ve çoğu zaman sürdürülebilir olmayan biçimde kullanımı çevresel sorunları küresel ölçekte derinleştirmiştir. Bu gelişmeler, çevresel sürdürülebilirliği odağa alan yeşil dönüşüm politikalarının ekonomik ve sosyal politika tasarımıyla giderek daha belirleyici hale gelmesine yol açmıştır. Son yıllarda ise dijitalleşme ile çevresel sürdürülebilirlik hedeflerinin birlikte ele alınması, “ikiz dönüşüm” yaklaşımını hem politika yapıcılar hem de akademik literatür açısından merkezi bir tartışma alanına taşımıştır. Bu bağlamda çalışma, Türkiye’de karbon yoğunluğu ve Ar-Ge harcamalarının istihdam üzerindeki etkisini ikiz dönüşüm perspektifinde incelemeyi amaçlamaktadır. Çalışmada 1990–2024 dönemine ait yıllık veriler kullanılmış ve değişkenler arasındaki ilişkiler zaman serisi ekonometrik yöntemlerle analiz edilmiştir. Serilerin durağanlık özellikleri Genişletilmiş Dickey-Fuller (ADF) birim kök testi ile incelenmiş ve tüm serilerin birinci farkta durağan hale geldiği belirlenmiştir. Uygun gecikme uzunluğu VAR modeli aracılığıyla tespit edilmiş, ardından değişkenler arasındaki uzun dönemli ilişkiler Johansen eşbütünleşme testi ile sınanmıştır. Elde edilen bulgular, istihdam oranı, karbon yoğunluğu ve Ar-Ge harcamaları arasında uzun dönemli eşbütünleşme ilişkisi bulunduğunu göstermektedir. Uzun dönem katsayıları incelendiğinde, karbon yoğunluğundaki artışın istihdam üzerinde negatif etki yarattığı; buna karşılık Ar-Ge harcamalarındaki artışın istihdamı olumlu yönde desteklediği tespit edilmiştir. Bu sonuçlar, ekonomik büyüme sürecinde çevresel sürdürülebilirliğin gözetilmesinin ve yenilikçi üretim kapasitesinin artırılmasının istihdam yaratma potansiyeli açısından kritik öneme sahip olduğunu ortaya koymaktadır. Ayrıca bulgular, politika yapıcılar için düşük karbonlu üretim yapısına geçiş ve Ar-Ge yatırımlarının teşvik edilmesi gerektiğine işaret etmektedir.

1 Dr., ORCID: 0000-0002-8186-3937

1.Giriş

Teknolojik gelişmelerin hız kazanması, ekonomik ve toplumsal yapılarda önemli dönüşümler yaratırken hem olumlu hem de olumsuz sonuçları beraberinde getirmektedir. Dijitalleşme üretim süreçlerinde verimlilik artışı, maliyetlerin düşmesi ve operasyonel hızın yükselmesi gibi avantajlar sağlarken, aynı zamanda artan otomasyon nedeniyle emek talebinin niteliğini değiştirmekte ve iş gücü uyum sorunlarını gündeme getirmektedir. Bunun yanında dijital teknolojilerin üretim ve tüketim süreçlerine hızlı entegrasyonu, doğal kaynak kullanımını artırarak çevresel baskıların yoğunlaşmasına ve çevresel tahribat risklerinin yükselmesine neden olabilmektedir. Bu durum, işletmelerin çevresel sürdürülebilirlik odaklı üretim ve yönetim yaklaşımlarını benimsemesini gerekli kılmaktadır.

Dijital dönüşüm yalnızca ekonomik ve teknolojik bir süreç değil, aynı zamanda sürdürülebilirlik hedefleriyle güçlü bir etkileşim içindedir. Dijitalleşme, bilgi ve iletişim teknolojileri aracılığıyla üretimde verimliliği artırarak emisyonların izlenmesi, kaynak kullanımının optimize edilmesi ve çevresel etkilerin azaltılması yoluyla yeşil dönüşümü destekleyebilmektedir. Ancak artan enerji tüketimi ve kaynak yoğun dijital altyapılar nedeniyle çevresel olumsuz etkiler de ortaya çıkabilmektedir. Bu nedenle dijital dönüşüm, hem sürdürülebilirliği destekleyen hem de bazı koşullarda çevresel hedeflerle çelişebilen ikili bir yapı sergilemektedir. Bu çerçevede “yeşil dijitalleşme”, dijital teknolojilerin düşük karbonlu ve kaynak verimli üretim yapısını destekleyecek şekilde kullanımını ifade ederek ikiz dönüşüm yaklaşımının temelini oluşturmaktadır (Herczeg vd., 2023).

Bu gelişmelerle birlikte 2015 Paris Anlaşması sonrasında yeşil dönüşüm küresel ölçekte daha fazla önem kazanmış, dijital teknolojilerin çevresel sürdürülebilirliğe katkısı politika düzeyinde yoğun biçimde tartışılmaya başlanmıştır. Özellikle 2020 yılında Avrupa Birliği’nin pandemi sonrası toparlanma kapsamında oluşturduğu 750 milyar avroluk pakette yeşil ve dijital dönüşüm projelerine öncelik verilmesi, bu iki alanın bütünselik bir politika yaklaşımı içinde ele alındığını göstermektedir. Akıllı teknolojiler ve Endüstri 4.0 uygulamaları karbon emisyonlarının azaltılmasında kritik araçlar haline gelmiştir. Bu gelişmeler, yeşil ve dijital dönüşümün birbirini desteklediği “ikiz dönüşüm” yaklaşımının benimsenmesini hızlandırmıştır. Literatürde de dijitalleşme ile yeşil dönüşüm arasında karşılıklı ve birbirini besleyen bir etkileşim olduğu vurgulanmaktadır (İşkur, 2024: 4-5).

Bu çerçevede ikiz dönüşüm yaklaşımı, dijitalleşme ile birlikte düşük karbonlu üretim yapısına geçişi destekleyerek daha sürdürülebilir bir ekonomik dönüşümü mümkün kılmaktadır. Ancak bu dönüşümün etkileri yalnızca

çevresel ve teknolojik boyutlarla sınırlı olmayıp, üretim süreçlerindeki değişim yoluyla işgücü piyasasını da doğrudan etkilemektedir. Bu doğrultuda, ikiz dönüşümün istihdam üzerindeki etkilerinin bütüncül bir şekilde ele alınması önem taşımaktadır.

Teknolojik değişimlere uyum sağlayabilen ülkeler, kalkınma ve büyüme süreçlerinde daha hızlı ilerleme kaydetmektedir. Teknolojik ilerleme üretim yapısını dönüştürerek istihdamın niteliğini değiştirmekte, bazı sektörlerde nitelikli iş gücü talebini artırırken bazı mesleklerin önemini azaltarak emek yoğun işlerden daha nitelikli işlere doğru bir dönüşüm süreci ortaya çıkarmaktadır. Bu durum, işgücünün niteliğini ön plana çıkararak eğitim ve mesleki eğitim politikalarının önemini artırmaktadır (Aydın, 2018: 464).

Literatürde teknolojinin istihdam üzerindeki etkileri farklı yaklaşımlarla ele alınmaktadır. Bir görüş teknolojik gelişmelerin yeni iş alanları ve istihdam fırsatları yarattığını savunurken, diğer görüş bazı işlerin ortadan kalkmasıyla işsizlik riskinin artabileceğini ileri sürmektedir. Genel olarak teknoloji, üretim süreçlerini dönüştürerek yeni çalışma biçimlerini ortaya çıkarmakta; ancak emek-teknoloji ikamesi nedeniyle bazı sektörlerde istihdam kayıplarına da yol açabilmektedir (Bayar ve Öztürk, 2021: 120).

Benzer şekilde yeşil dönüşüm de istihdam yapısını etkileyen önemli bir dönüşüm alanıdır. Küresel iklim değişikliği ve doğal kaynakların tükenmesi, sürdürülebilir büyümeyi esas alan yeşil ekonomi yaklaşımını öne çıkarmış ve bu süreçte yeni istihdam alanlarının oluşmasını beraberinde getirmiştir. Yeşil ekonomi, çevresel riskleri azaltırken ekonomik yapı içinde yeni iş alanları oluşturan ve sosyal refahı artıran bütüncül bir model olarak değerlendirilmektedir (Yeşil ve Fidan, 2017: 608; Erden Özsoy ve Tosunoğlu, 2023: 406).

Yeşil dönüşüm sürecinde istihdamın temel dinamiği, işgücünün yeni beceriler kazanarak üretim yapısına uyum sağlamasıdır. Bu süreç, özellikle yenilenebilir enerji, enerji verimliliği ve düşük karbonlu teknolojiler gibi alanlarda yeni iş fırsatları doğururken, işgücünün yeniden tanımlanmasını da beraberinde getirmektedir (Gerşil ve Kalfaoğlu, 2018: 1217). Bu kapsamda “yeşil işler”, çevresel sürdürülebilirliği destekleyen faaliyetleri ifade etmekte ve bu alanlarda çalışanlar “yeşil yakalılar” olarak tanımlanmaktadır. Bu meslekler daha çok uzmanlık ve sürekli öğrenme gerektirmekte olup, eğitim ve yaşam boyu öğrenme istihdam uyumu açısından kritik bir rol oynamaktadır (Satır Reyhan ve Duygu, 2015: 28).

Bu doğrultuda bu çalışmada, Türkiye’de 1990–2024 döneminde karbon yoğunluğu ve Ar-Ge harcamalarının istihdam üzerindeki etkisi ikiz dönüşüm perspektifinden analiz edilmektedir. Böylece yeşil ve dijital dönüşümün istihdam

üzerindeki uzun dönemli etkilerinin birlikte değerlendirilmesi amaçlanmaktadır. Bu kapsamda izleyen bölümde, literatür yeşil dönüşüm ve istihdam ile dijital dönüşüm ve istihdam ilişkisi çerçevesinde ele alınmaktadır.

2.Literatür Taraması

Yeşil dönüşüm ve istihdam ilişkisine yönelik literatür, çevresel sürdürülebilirlik politikalarının işgücü piyasası üzerindeki etkilerini farklı boyutlarıyla ele almaktadır. Bu kapsamda yeşil ekonomi, yeşil işler ve yenilenebilir enerji yatırımlarının istihdam yaratma potansiyeli, sektörel etkileri ve işgücü yapısındaki dönüşümler hem teorik hem de ampirik çalışmalarla incelenmiştir. Çalışmaların bir kısmı yeşil dönüşümün istihdamı artırıcı etkisine vurgu yaparken, bir kısmı ise sektörel farklılıklar ve geçiş maliyetleri nedeniyle karma ya da sınırlı etkiler ortaya koymaktadır. Bu doğrultuda ilgili literatür Tablo 1’de kronolojik olarak sunulmaktadır.

Tablo 1. Yeşil Dönüşüm ve İstihdam

Yazar(lar)	Yıl	Kullanılan Değişkenler	Yöntem	Temel Sonuç / Bulgular
Satır Reyhan & Duygu	2015	Yeşil ekonomi, istihdam	Literatür analizi	Yeşil istihdamın yeni iş fırsatları yarattığı ve sürdürülebilir kalkınmayı desteklediği belirtilmiştir
Günaydın	2015	Yeşil işler, istihdam	Kavramsal analiz	Yenilenebilir enerji sektörünün yeni istihdam alanları oluşturduğu vurgulanmıştır
Görmüş	2016	Yeşil işler, çalışma koşulları	Tanımlayıcı analiz, Ki-kare	Yeşil sektörlerin daha iyi iş koşulları sunduğu ve istihdam kalitesini artırdığı belirlenmiştir
Ağpak & Özççek	2018	Yenilenebilir enerji, istihdam	Panel veri analizi	Yenilenebilir enerjinin istihdam etkisinin karma olduğu (bazı gruplarda negatif) bulunmuştur
Başol	2018	Yeşil işler	Teorik analiz	Yeşil işlerin istihdam içindeki payının artmakta olduğu ancak sınırlı olduğu belirtilmiştir
Erden Özsoy	2021	Yeşil işler	Literatür analizi	Yeşil işlerin etkisinin pozitif, negatif veya nötr olabileceği tartışılmıştır
Tiryakioğlu	2021	Yeşil istihdam politikaları	Politika analizi	Adil geçiş ve mesleki eğitim politikalarının önemi vurgulanmıştır
Nalinci	2023	Yeşil ekonomi	Kuramsal analiz	Yeşil ekonominin sürdürülebilir kalkınma için kritik olduğu belirtilmiştir

Doksanyedi & Meçik	2023	1990–2020 / Türkiye	Toda-Yamamoto	İstihdamdan karbon emisyonlarına tek yönlü nedensellik bulunmuştur
Vural & Ülgen	2024	Yeşil dönüşüm	Literatür	Yeşil dönüşümün yeni istihdam alanları oluşturduğu tespit edilmiştir
Düzel	2025	Yeşil ekonomi	Teorik analiz	Yeşil ekonominin çevresel ve sosyal fayda sağladığı belirtilmiştir

Dijital dönüşüm ve istihdam ilişkisi literatürde Endüstri 4.0, otomasyon, yapay zekâ, Ar-Ge yatırımları ve bilgi teknolojileri ekseninde ele alınmaktadır. Bu çalışmalar, teknolojik ilerlemenin emek talebi, istihdam yapısı ve işgücü piyasasının niteliği üzerindeki etkilerini farklı yöntemlerle analiz etmektedir. Literatürde bazı çalışmalar teknolojinin istihdamı azaltıcı etkisine vurgu yaparken, bazıları ise özellikle nitelikli işgücü ve yeni meslek alanları üzerinden istihdamı artırıcı etkiler tespit etmektedir. Ayrıca sektörel ve bölgesel farklılıkların sonuçları önemli ölçüde değiştirdiği görülmektedir. Bu bağlamda ilgili çalışmalar Tablo 2’de kronolojik olarak özetlenmiştir.

Tablo 2. Dijital Dönüşüm ve İstihdam

Yazar(lar)	Yıl	Kullanılan Değişkenler	Yöntem	Temel Sonuç / Bulgular
Satır Reyhan & Duygu	2015	Dijitalleşme	Literatür	Dijital dönüşümün emek piyasasını dönüştürdüğü vurgulanmıştır
Yankın	2019	Endüstri 4.0, robotik	Kavramsal analiz	Otomasyonun işsizlik riskini artırabileceği belirtilmiştir
Doğru & Meçik	2018	Endüstri 4.0	Firma beklentileri	İş-egitim uyumunun kritik olduğu vurgulanmıştır
Bayraktar & Uysal	2019	Ar-Ge, nüfus, istihdam	EKK + Granger	Nüfus istihdamı artırır, Ar-Ge anlamsız bulunmuştur
Bayar & Öztürk	2021	Ar-Ge, patent, teknoloji	VAR	Teknoloji ihracatı istihdamı azaltmaktadır
Küçük	2021	Dijital platformlar	Literatür	Gig ekonomi ve uzaktan çalışmanın yeni istihdam biçimleri yarattığı belirtilmiştir
Bulut & Yenipazarlı	2020	Ar-Ge, teknoloji	Panel (GEKK)	Üretim teknolojisi istihdamı azaltmakta, inovasyon artırmaktadır
Doğaner	2022	Ar-Ge, patent	ARDL	Ar-Ge istihdamı azaltırken patent artırmaktadır

Topcu	2021	Ar-Ge	AMG panel	Tarımda negatif, sanayi-hizmette pozitif etki vardır
Aydın	2018	Ar-Ge, ICT	ARDL	Teknoloji nitelikli istihdamı artırmaktadır
Şahinoğlu & Varıcı	2019	Teknoloji, istihdam	Zaman serisi	Teknolojinin istihdamı negatif etkilediği bulunmuştur
Yeşiltaş & Artar	2021	Dijital dönüşüm	Literatür	Teknolojinin etkisi konusunda literatürde görüş birliği yoktur
Doğaner & Meçik	2018	Endüstri 4.0	Kavramsal	Yapısal dönüşüm ve politika ihtiyacı vurgulanmıştır
Bayar & Öztürk	2021	Teknoloji	VAR	Teknoloji ihracatı istihdamı azaltmaktadır

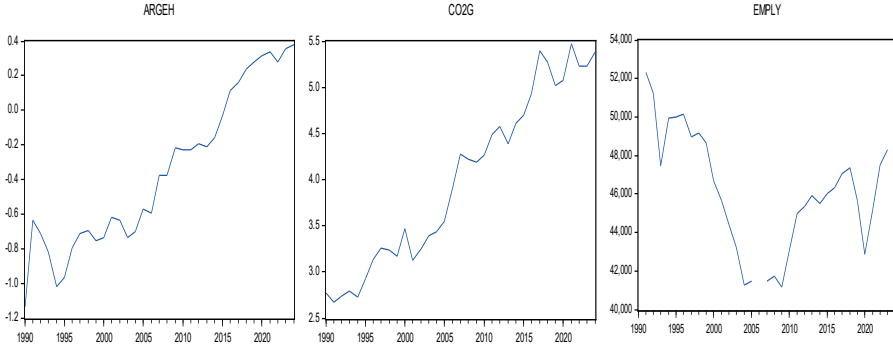
3. Veri Seti ve Ekonometrik Yöntem

Bu araştırmada, Türkiye'ye ait 1990–2024 dönemini kapsayan yıllık veriler kullanılmış olup, istihdam oranı, CO₂ emisyonu ve Ar-Ge harcamalarına ilişkin veriler Dünya Bankası veri tabanından temin edilmiştir. Ar-Ge harcamaları, gayrisafi yurt içi hasıla içerisindeki payı (%) ile temsil edilirken; CO₂ emisyonları kişi başına düşen karbondioksit emisyonu (t CO₂e/kişi) olarak ele alınmıştır. İstihdam oranı ise 15 yaş ve üzerindeki nüfus içinde istihdam edilen bireylerin toplam nüfusa oranı (%) şeklinde ölçülmüştür. Analizde tercih edilen zaman aralığı, değişkenlerin uzun dönemli seyrinin incelenmesine olanak sağlaması ve kesintisiz veri erişimi sunması nedeniyle seçilmiştir. Araştırma kapsamında istihdam oranı bağımlı değişken olarak belirlenirken, Ar-Ge harcamaları ile CO₂ emisyonları bağımsız değişkenler olarak modele dâhil edilmiştir. Çalışmada kullanılan değişkenlere ait kısaltmalar Tablo 3'de sunulmaktadır.

Tablo 3. Kullanılan Veri Tanımları

Kullanılan Değişkenler	Kısaltması	Değişkenin Türü
İstihdam Oranı (%)	EMPLY	Bağımlı Değişken
Ar-Ge Harcamaları (%)	LNARGEH	Bağımsız Değişken
Co2 (kişi başı metrik ton)	CO2G	Bağımsız Değişken

Tablo 3'de tanımlanan istihdam oranı (EMPLY), Ar-Ge harcamaları (LNARGEH) ve kişi başına CO₂ emisyonu (CO2G) değişkenlerinin 1990–2024 dönemindeki seyri Grafik 1'de sunulmaktadır. Grafikler, değişkenlerin zaman içerisindeki eğilimlerini ve dalgalanmalarını görsel olarak ortaya koymaktadır. Her bir değişkene ait grafikler incelendiğinde, Ar-Ge harcamaları ve karbon emisyonu değişkenlerinin genel olarak artan bir eğilim sergilediği, buna karşılık istihdam oranının yıllar itibarıyla dalgalı bir seyir izlediği görülmektedir.

Grafik 1. Araştırmada Kullanılan Değişkenlerin Zaman İçindeki Durumu

Ekonometrik inceleme kapsamında öncelikle serilerin durağanlık özellikleri Augmented Dickey–Fuller (ADF) birim kök testi kullanılarak analiz edilmiştir. Test sonuçları, değişkenlerin düzey değerlerinde durağan olmadığını, ancak birinci farklarının alınmasıyla durağanlaştığını ve $I(1)$ mertebesinde bütünleşik olduklarını göstermiştir. Değişkenler arasında uzun dönemli bir ilişkinin bulunup bulunmadığını belirlemek amacıyla Johansen eşbütünleşme testi uygulanmış, elde edilen bulgular seriler arasında en az bir adet eşbütünleşme vektörünün varlığına işaret etmiştir. Uzun dönem ilişkisinin tespit edilmesinin ardından, kısa dönem uyum mekanizmasını ve dinamik etkileşimleri incelemek için Vektör Hata Düzeltme Modeli (VECM) tahmin edilmiştir. Ayrıca kurulan modelin istatistiksel açıdan uygunluğunu sınamak amacıyla otokorelasyon, değişen varyans ve normallik testleri gerçekleştirilmiştir.

Zaman serisi analizlerinde güvenilir ve anlamlı sonuçlar elde edilebilmesi, serilerin durağanlık özelliği taşımasına bağlıdır. Genel olarak ortalaması ve varyansı zaman içinde değişmeyen ve iki dönem arasındaki kovaryansı yalnızca gecikme uzunluğuna bağlı olan süreçler durağan olarak tanımlanmaktadır. Durağan olmayan serilerde ise bu özellikler zamanla değişim gösterdiği için analiz sonuçları yalnızca incelenen döneme özgü kalmakta ve farklı dönemlere genellenememektedir. Bu nedenle zaman serisinin yapısını doğru biçimde anlayabilmek için serilerin geçmiş değerleriyle olan ilişkisi dikkate alınarak durağanlık analizi yapılmakta, durağan olmayan serilerde ise sahte regresyon problemi ortaya çıkabilmektedir. Bu durum nedeniyle ekonometrik analizlerin başlangıç aşamasında serilerin durağanlık düzeyleri test edilmekte ve bütünleşme dereceleri belirlenmektedir. Değişkenlerin aynı bütünleşme derecesine sahip olması ise aralarındaki uzun dönemli ilişkilerin incelenebilmesi için temel bir ön koşul oluşturmaktadır (Gujarati, 2009: 740-741).

Bu çerçevede, bir zaman serisinin uzun dönemli davranışını ortaya koyabilmek için geçmiş dönemlerde aldığı değerlerin mevcut dönem üzerindeki etkisinin incelenmesi gerekmektedir. Serinin izlediği sürecin anlaşılabilmesi açısından mevcut değer ile geçmiş dönem değerleri arasındaki ilişkinin analiz edilmesi önem taşımaktadır. Literatürde bu amaçla geliştirilmiş çeşitli yöntemler bulunmakla birlikte, serilerin durağanlık özelliklerinin belirlenmesinde en yaygın kullanılan yöntemlerden biri birim kök analizidir. Birim kök testleri aracılığıyla serilerin durağan olup olmadığı istatistiksel olarak değerlendirilebilmektedir (Tarı, 2015: 387).

Ancak serilerin durağanlaştırılması amacıyla uygulanan fark alma işlemi, bazı durumlarda uzun ^{dönemli} bilgilerin kaybolmasına ve değişkenler arasındaki ilişkilerin göz ardı edilmesine neden olabilmektedir. Bu nedenle, durağan olmayan seriler arasındaki uzun dönemli denge ilişkilerinin araştırılmasında eşbütünleşme analizlerinden yararlanılmaktadır. Eşbütünleşme yaklaşımı, aynı dereceden bütünlük serilerin ortak bir stokastik trend etrafında hareket edebileceğini ve aralarında uzun dönemli bir ilişkinin bulunabileceğini kabul etmektedir. Bu durumda değişkenler arasında kurulan ilişki sahte regresyon niteliği taşımamakta, ekonomik açıdan anlamlı sonuçlar ortaya koymaktadır. Seriler arasındaki uzun dönemli ilişkinin belirlenmesinde yaygın olarak kullanılan yöntemlerden biri olan Johansen (1988) eşbütünleşme testi, aynı bütünlük derecesine sahip değişkenler arasındaki eşbütünleşme vektörlerini VAR (Vektör Otoregresif) modeline dayalı olarak tahmin etmektedir (Tarı ve Yıldırım, 2009: 100).

Johansen yaklaşımının önemli avantajlarından biri, eşbütünleşme vektörleri ile hata düzeltme katsayıları üzerinde çeşitli kısıtlamaların test edilmesine olanak sağlamasıdır. Bu yöntemin uygulanabilmesi için öncelikle VAR (Vektör Otoregresif) modelinin VECM (Vektör Hata Düzeltme Modeli) formuna dönüştürülmesi gerekmektedir. Bu yönüyle Johansen yöntemi, Dickey-Fuller birim kök testinin çok değişkenli sistemlere uyarlanmış ve geliştirilmiş bir versiyonu olarak değerlendirilmektedir (Çil, 2018: 396).

Johansen ve Juselius (1990) tarafından geliştirilen yöntem, p gecikmeli bir VAR modeline dayanmaktadır ve aşağıdaki şekilde gösterilmektedir:

$$Y_t = \mu + A_1 Y_{t-1} + A_p Y_{t-p} + \varepsilon_t \quad (1)$$

Burada Y_t , birinci farkı alındığında durağan hale gelen, yani $I(1)$ düzeyinde bütünlük değişkenlerden oluşan $n \times 1$ boyutlu vektörü; ε_t ise hata terimleri vektörünü ifade etmektedir. Söz konusu VAR modeli, eşbütünleşme ilişkilerinin incelenebilmesi amacıyla VECM formunda aşağıdaki şekilde yeniden yazılabilmektedir:

$$\Delta Y_t = \mu + \Pi Y_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} (i \Delta Y_t - i + \varepsilon) \quad (2)$$

Bu modelde $\Pi = \sum_{i=1}^p A_i I - I$ ve $\Gamma_i = - \sum_{j=i+1}^p A_j$ olarak hesaplanır. Π matrisi uzun dönem ilişkileri temsil ederken, Γ_i matrisleri kısa dönem dinamiklerini yansıtmaktadır. Π matrisinin rankı (r), sistemdeki eşbütünleşme vektörlerinin sayısını göstermektedir. Bu çerçevede α matrisi hata düzeltme mekanizmasını ve dengeye dönüş hızını ifade eden uyarlama katsayılarını içerirken, β matrisi ise uzun dönem denge ilişkilerini gösteren eşbütünleşme vektörlerinden oluşmaktadır. Dolayısıyla β matrisinin her bir sütunu ayrı bir eşbütünleşme ilişkisini temsil etmektedir (Çetin, 2012: 222).

Söz konusu eşbütünleşme vektörlerinin sayısının belirlenmesi ve değişkenler arasında uzun dönemli bir ilişkinin bulunup bulunmadığının ortaya konulması amacıyla Johansen eşbütünleşme yaklaşımında iki temel test istatistiklerinden yararlanılmaktadır. Johansen (1988) ile Johansen ve Juselius (1990) tarafından geliştirilen bu yöntemde, eşbütünleşme ilişkisinin varlığı, maksimum iz (Trace) (λ_{iz}) testi ve maksimum özdeğer (Maximum Eigenvalue) (λ_{max}) testi olmak üzere iki farklı test istatistiği yardımıyla değerlendirilmektedir (Kazanasmaz, 2023: 256).

$$\lambda_{iz}(r) = -T \sum_{i=r+1}^n \ln(1 - \lambda_i) \quad (3)$$

$$\lambda_{max}(r, r+1) = -T \ln(1 - \lambda_{r+1}) \quad (4)$$

Maksimum iz testi, sistemde yer alan eşbütünleşme vektörlerinin sayısının belirlenmesinde kullanılmakta ve r sayısına kadar eşbütünleşme vektörü bulunduğunu ileri süren sıfır hipotezini sınamaktadır. Maksimum özdeğer testi ise r adet eşbütünleşme vektörü bulunduğunu ifade eden sıfır hipotezini, $r+1$ adet eşbütünleşme vektörü bulunduğunu öne süren alternatif hipoteze karşı test etmektedir. Bu testlerde kullanılan T değeri gözlem sayısını, λ ise karakteristik köklerden elde edilen özdeğerleri göstermektedir. Test istatistikleri özdeğerlerden hareketle hesaplanmakta olup karakteristik köklerin sıfıra yaklaşması durumunda test istatistikleri daha düşük değerler almaktadır. Johansen yöntemi sayesinde sistemde yer alan değişkenler arasındaki eşbütünleşme vektörlerinin sayısı belirlenebilmekte ve uzun dönemli denge ilişkilerinin varlığı istatistiksel olarak sınanabilmektedir (Sevüktekin ve Çınar, 2014: 587; Kazanasmaz, 2023: 256):

λ_{iz} test istatistiği için hipotezler aşağıdaki şekildedir;

H0: $r \leq r_0$ eşbütünleşme ilişkisi yoktur.

H1: $r > r_0$ eşbütünleşme ilişkisi vardır.

$\lambda_{\max}$ test istatistiği için hipotezler aşağıdaki şekildedir;

H0: $r = r_0$ eşbütünleşme ilişkisi yoktur.

H1: $r = r_{0+1}$ eşbütünleşme ilişkisi vardır.

Bu kapsamda analiz sürecinin ilk adımı, serilerin durağanlık özelliklerinin birim kök testleri ile incelenerek bütünleşme derecelerinin belirlenmesidir. Ardından uygun gecikme uzunluğu seçilerek VAR modeli kurulmakta ve değişkenler arasındaki dinamik yapı analiz edilmektedir. Johansen testi sonucunda eşbütünleşme ilişkisinin varlığı tespit edildiğinde, uzun dönemli denge ilişkisi kabul edilmekte ve kısa dönem uyum süreçleri hata düzeltme modeli aracılığıyla incelenmektedir. İz ve maksimum özdeğer testlerinden elde edilen bulgular ise değişkenler arasındaki ilişkinin yönü ve sürekliliği hakkında bilgi sunarak modelin ekonomik anlamlılığının değerlendirilmesine katkı sağlamaktadır.

4. Ampirik Bulgular

Çalışmada kullanılan değişkenlerin zaman serisi analizleri için gerekli olan durağanlık koşulunu sağlayıp sağlamadığını belirlemek amacıyla Augmented Dickey–Fuller (ADF) birim kök testi uygulanmıştır. Bu test aracılığıyla serilerin birim kök içerme durumları incelenmiş ve değişkenlerin düzeyde veya farkları alındıktan sonra hangi aşamada durağanlaştıkları tespit edilmiştir. Bu kapsamda Türkiye'ye ait istihdam oranı, Ar-Ge harcamaları ve CO₂ emisyonu verileri analiz sürecine geçilmeden önce birim kök testine tabi tutulmuştur. ADF testine ilişkin düzey [I(0)] sabit ve sabitli-trendli model sonuçları Tablo 4'de gösterilmektedir.

Tablo 4. ADF Birim Kök Testi Düzey I (0) Sonuçları

Düzey I(0)	Sabit		Sabit ve Trend	
Değişkenler	t-değeri	Kritik Değerler	t-değeri	Kritik Değerler
EMPLY	-2.140102 [0.2315]	-3.689194* -2.971853** -2.625121***	-1.364845 [0.8507]	-4.296729* -3.568379** -3.218382***
CO2G	-0.189459 [0.9679]	-3.639407* -2.951125** -2.614300***	-1.686959 [0.7352]	-4.252879* -3.548490** -3.207094***
LN(ARGEH)	-0.901023 [0.7757]	-3.639407* -2.951125** -2.614300***	-2.895728 [0.1763]	-4.252879* -3.548490** -3.207094***

Not: Uygun gecikme uzunluğu Schwarz bilgi kriterine göre belirlenmiştir. Parantez içindeki rakamlar (p-value) değerlerini göstermektedir. *, ** ve *** sırasıyla %1, %5, %10 anlam düzeylerini göstermektedir.

Tablo 4’de yer alan ADF birim kök testi sonuçları incelendiğinde, istihdam oranı (EMPLY), karbondioksit emisyonu (CO2G) ve Ar-Ge harcamaları [LN(ARGEH)] değişkenlerinin hem sabitli hem de sabitli-trendli modellerde elde edilen test istatistiklerinin mutlak değer olarak kritik değerlerden küçük olduğu görülmektedir. Ayrıca tüm değişkenlere ait olasılık (p) değerlerinin %10 anlamlılık düzeyinden büyük olması, sıfır hipotezi olan “seri birim kök içermektedir” hipotezinin reddedilemediğini göstermektedir. Bu sonuçlar, ilgili değişkenlerin düzey değerlerinde durağan olmadığını ve birim kök içerdiğini ortaya koymaktadır. Dolayısıyla serilerin durağan hale getirilmesi için fark alma işlemine ihtiyaç duyulmaktadır. Bu nedenle değişkenlerin bütünleşme derecelerini belirlemek amacıyla birinci fark düzeylerinde ADF birim kök testi uygulanmıştır.

Tablo 5. ADF Birim Kök Testi Düzey I (1) Sonuçları

Düzey I(1)		Sabit		Sabit ve Trend
Değişkenler	t-değeri	Kritik Değerler	t-değeri	Kritik Değerler
EMPLY	-4.377310 [0.0019]	-3.689194*	-1.304311 [0.8485]	-4.667883*
		-2.971853**		-3.733200**
		-2.625121***		-3.310349***
CO2G	-5.523897 [0.0001]	-3.646342*	-5.749320 [0.0002]	-4.262735*
		-2.954021**		-3.552973**
		-2.615817***		-3.209642***
LN(ARGEH)	-7.879756 [0.0000]	-3.646342*	-7.995994 [0.0000]	-4.262735*
		-2.954021**		-3.552973**
		-2.615817***		-3.209642***

*Not: Uygun gecikme uzunluğu Schwarz bilgi kriterine göre belirlenmiştir. Parantez içindeki rakamlar (p-value) değerlerini göstermektedir. *, ** ve *** sırasıyla %1, %5, %10 anlam düzeylerini göstermektedir.*

Tablo 5’de birinci fark sonuçları incelendiğinde ise EEMPLY, CO2G ve LN(ARGEH) değişkenlerinin sabit model altında istatistiksel olarak anlamlı hale geldiği ve birim kök içermediği belirlenmiştir. Özellikle CO2G ve LN(ARGEH) değişkenlerinin hem sabit hem de sabit-trend modellerinde %1 anlamlılık düzeyinde durağan oldukları görülmektedir. EEMPLY değişkeni ise sabit model altında durağan hale gelirken, sabit ve trend modelde durağanlık göstermemektedir. Bununla birlikte serilerin genel olarak birinci farkta durağan hale gelmesi, değişkenlerin I(1) düzeyinde bütünleşik olduğunu göstermektedir.

Elde edilen bulgular, değişkenlerin aynı derecede bütünleşik olduğunu göstermektedir. Bu nedenle, değişkenler arasında uzun dönemli bir ilişkinin bulunup bulunmadığını belirlemek amacıyla eşbütünleşme analizine

başvurulmuştur. Serilerin aynı bütünleşme düzeyine sahip olması, uzun dönemli ilişkinin araştırılabilmesi için gerekli ön koşullardan birini sağlamakta olup bu doğrultuda Johansen eşbütünleşme testinin uygulanması uygun görülmüştür. Ancak eşbütünleşme analizinin uygulanabilmesi için öncelikle modele ait uygun VAR (Vektör Otoregresyon) gecikme uzunluğunun belirlenmesi gerekmektedir. Bu amaçla çeşitli bilgi kriterleri kullanılarak optimal gecikme uzunluğu tespit edilmiş ve elde edilen sonuçlar Tablo 6'da sunulmuştur.

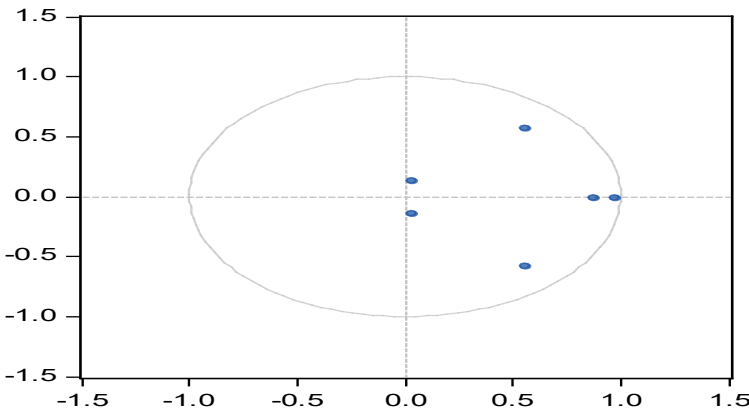
Tablo 6. VAR Gecikme Uzunluğu Seçim Kriterleri

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	-189.4835	NA	187.7816	13.74882	13.89156	13.79246
1	-112.8595	131.3554*	1.508032	8.918533	9.489478	9.093077
2	-102.1578	16.05252	1.371398*	8.796985*	9.796138*	9.102436*

Tablo 6'da yer alan VAR gecikme uzunluğu seçim kriterleri incelendiğinde, uygun gecikme uzunluğunun belirlenmesinde kullanılan LR, FPE, AIC, SC ve HQ bilgi kriterlerinin sonuçları dikkate alınmıştır. Elde edilen bulgulara göre ikinci gecikme düzeyinin birçok bilgi kriteri tarafından en uygun model olarak belirlendiği görülmektedir. Nitekim 2 gecikme düzeyinde AIC (8.796985), SC (9.796138), HQ (9.102436) ve FPE (1.371398) değerlerinin en düşük seviyede olduğu dikkat çekmektedir. Ayrıca LR testi de ikinci gecikme düzeyinin istatistiksel olarak anlamlı olduğunu göstermektedir.

Belirlenen optimal gecikme uzunluğu esas alınarak oluşturulan VAR modelinin güvenilirliğini değerlendirmek amacıyla istikrar analizi gerçekleştirilmiştir. Bu doğrultuda, modele ait karakteristik köklerin ters değerlerini gösteren Grafik 2'de incelenmiştir.

Grafik 2: VAR Modeli Karakteristik Köklerinin Tersleri



VAR modelinin istikrarlı bir yapıya sahip olabilmesi için tüm karakteristik köklerin terslerinin birim çemberin içinde bulunması gerekmektedir. Grafik 2’de kurulan modelin istikrar koşullarını sağlayıp sağlamadığını ortaya koymakta ve modelin ekonometrik analizlerde kullanılmaya uygunluğunu değerlendirmektedir. Bundan sonraki aşamada Tablo 7’de kurulan modelin istatistiksel olarak güvenilir olup olmadığını değerlendirmek için tanısal testlere yer verilmektedir.

Tablo 7.Tanısal Sınama Test Sonuçları

Test Türü	Gecikme (Lag)	Test İstatistiği	Olasılık (p-değeri)
Otokorelasyon LM Testi	1	0.8694449	0.5597
	2	1.647565	0.1356
	3	0.184213	0.9947
White Değişen Varyans Testi (Ortak Test)		73.89297	0.4161
Normallik Testi (Jarque-Bera, Ortak)		1.092486	0.7789

Tablo 7’de yer alan tanısal test sonuçları, kurulan VAR modelinin ekonometrik açıdan uygun ve güvenilir olduğunu göstermektedir. Modelin geçerliliğini değerlendirmek amacıyla otokorelasyon, değişen varyans ve normallik testleri uygulanmıştır.

İlk olarak otokorelasyon sorununun varlığı VAR LM testi ile incelenmiştir. Test sonuçlarına göre 1., 2. ve 3. gecikmeler için olasılık değerleri sırasıyla 0.5597, 0.1356 ve 0.9947 olarak elde edilmiştir. Bu değerlerin tamamı %5 anlamlılık düzeyinden büyük olduğundan, “otokorelasyon vardır” şeklindeki alternatif hipotez reddedilmektedir. Dolayısıyla modelin hata terimlerinde seri korelasyon problemi bulunmamaktadır. Bu durum, modelde yer alan gecikme uzunluğunun uygun seçildiğini ve modelin dinamik yapısının yeterli olduğunu göstermektedir.

Değişen varyans problemi White heteroskedastisite testi ile analiz edilmiştir. Elde edilen test istatistiği 73.89297 ve olasılık değeri 0.4161’dir. p-değerinin 0.05’ten büyük olması nedeniyle sabit varyans varsayımını reddeden bir bulguya ulaşılamamıştır. Başka bir ifadeyle modelde heteroskedastisite sorunu bulunmamaktadır. Bu sonuç, hata varyanslarının sabit olduğunu ve tahmin sonuçlarının güvenilirliğini desteklemektedir.

Modelde hata terimlerinin normal dağılıma sahip olup olmadığı ise Jarque-Bera normallik testi ile incelenmiştir. Test sonucunda olasılık değeri 0.7789 olarak elde edilmiştir. Bu değerin %5 anlamlılık düzeyinden büyük olması

nedeniyle hata terimlerinin normal dağıldığı yönündeki sıfır hipotezi kabul edilmektedir. Böylece modelin normallik varsayımını sağladığı anlaşılmaktadır.

Genel olarak değerlendirildiğinde, uygulanan tanısal testler doğrultusunda modelde otokorelasyon ve değişen varyans problemlerinin bulunmadığı, ayrıca hata terimlerinin normal dağılım gösterdiği tespit edilmiştir. Elde edilen bu bulgular, kurulan VAR modelinin ekonometrik açıdan istikrarlı, güvenilir ve analiz için uygun olduğunu ortaya koymaktadır. Böylece modelin istikrar koşulunu sağlamasının ardından değişkenler arasındaki uzun dönem ilişkilerin belirlenmesi amacıyla Johansen eşbütünleşme testi uygulanmıştır.

Johansen eşbütünleşme testi, değişkenler arasında uzun dönemli ilişkinin varlığını incelemek amacıyla kullanılan ve iki temel istatistiğe dayanan bir yöntemdir. Bu testte İz (Trace) istatistiği, sistemdeki toplam eşbütünleşme vektörü sayısını belirlerken; Maksimum Özdeğer (Max-Eigenvalue) istatistiği ise ardışık eşbütünleşme ilişkilerinin varlığını sınamaktadır (Johansen, 1988: 231–233; Enders, 2015: 358–360; Kazanasmaz, 2023: 256).

$H_0: r = 0 \rightarrow$ Hiç eşbütünleşme ilişkisi yoktur.

$H_0: r \leq 1 \rightarrow$ En fazla bir eşbütünleşme ilişkisi vardır.

$H_0: r \leq 2 \rightarrow$ En fazla iki eşbütünleşme ilişkisi vardır

Tablo 8. Johansen Eşbütünleşme Testi Sonuçları

Hipotez	Özdeğer	İz İstatistiği	0.05 Kritik Değer	Olasılık	Maks-Özdeğer İstatistiği	0.05 Kritik Değer	Olasılık
$r = 0$	0.536959	33.77	29.79	0.0165	21.01	20.13	0.0710
$r \leq 1$	0.406191	13.75	15.49	0.0900	14.26	14.26	0.0646
$r \leq 2$	0.007711	0.201	3.84	0.6537	0.841	3.84	0.6537

Tablo 8'e göre Johansen eşbütünleşme testi sonuçları genel olarak değerlendirildiğinde, değişkenler arasında uzun dönemli bir ilişkinin varlığına işaret eden bulgular elde edilmiştir.

$r = 0$ hipotezine ilişkin sonuçlar incelendiğinde, İz (Trace) istatistiği 33.77 olup %5 anlamlılık düzeyindeki 29.79 kritik değerini aşmakta ve olasılık değeri 0.0165 ile 0.05'in altında kalmaktadır. Bu durum, “eşbütünleşme yoktur” şeklindeki boş hipotezin reddedildiğini ve değişkenler arasında en az bir eşbütünleşme ilişkisinin bulunduğunu göstermektedir. Maksimum Özdeğer (Max-Eigen) istatistiği ise 21.01 olarak hesaplanmış ve 20.13 kritik değerini aşmasına rağmen olasılık değerinin 0.0710 olması nedeniyle %5

düzeyinde güçlü bir anlamlılık sunmamakta, ancak %10 düzeyinde zayıf da olsa eşbütünleşme ilişkisini desteklemektedir.

$r \leq 1$ hipotezinde İz istatistiği ($13.75 < 15.49$) kritik değerin altında kaldığı için boş hipotez reddedilememektedir. Maksimum Özdeğer istatistiği ise 14.26 ile kritik değere eşit seviyede olup, olasılık değeri 0.0646 ile %5 düzeyinde anlamlı değildir. Bu sonuçlar ikinci bir eşbütünleşme vektörünün varlığına güçlü bir kanıt sunmamaktadır.

$r \leq 2$ hipotezinde ise hem İz istatistiği ($0.201 < 3.84$) hem de Maksimum Özdeğer istatistiği ($0.841 < 3.84$) kritik değerlerin oldukça altında kalmış ve yüksek p-değerleri (0.6537) nedeniyle sıfır hipotezi reddedilememiştir. Bu durum, sistemde üçüncü bir eşbütünleşme ilişkisinin bulunmadığını göstermektedir.

Genel olarak değerlendirildiğinde, modelde yer alan değişkenler arasında en az bir eşbütünleşme ilişkisi bulunduğu ancak ikinci bir ilişkinin varlığına dair bulguların zayıf olduğu görülmektedir. Bu sonuçlar, değişkenlerin uzun dönemde birlikte hareket ettiğini ve aralarında denge ilişkisi bulunduğunu ortaya koymaktadır. Bu durum, karbon emisyonları ve Ar-ge harcamalarında meydana gelen değişimlerin uzun vadede istihdam oranı üzerinde etkili olduğunu göstermektedir.

Tablo 9. Eşbütünleşme (Uzun Dönem) Denklemi

Değişken	Katsayı	Standart Hata	t-istatistiği
LNARGEH(-1)	9.2420	(1.81718)	[-5.08597]
CO2G(-1)	-47582.04	(9.00235)	[5.285551]
C	-2.702425		

Uzun dönem denklemi aşağıdaki gibidir:

$$EMPLY_t = 9.2420(LNARGEH)_{t-1} - 4.7582(CO2G)_{t-1} - 2.702425$$

Tablo 9'da yer alan eşbütünleşme (uzun dönem) denklemi sonuçları, istihdam oranı (EMPLY), Ar-Ge harcamaları [LN(ARGEH)] ve karbon emisyonları (CO2G) arasında uzun dönemli bir ilişki bulunduğunu göstermektedir. Katsayıların t-istatistikleri incelendiğinde, hem LNARGEH hem de CO2G değişkenlerinin mutlak t-istatistik değerlerinin 1,96'nın üzerinde olduğu görülmektedir. Bu durum, söz konusu değişkenlerin %5 anlamlılık düzeyinde istatistiksel olarak anlamlı olduğunu göstermektedir.

Ar-Ge harcamalarının katsayısı 92420.96 olarak elde edilmiştir. Bu bulgu, Ar-Ge harcamalarındaki artışın uzun dönemde istihdam üzerinde pozitif bir

etkiye sahip olduğunu göstermektedir. Başka bir ifadeyle, teknoloji geliştirme, yenilik faaliyetleri ve araştırma-geliştirme yatırımlarındaki artışlar uzun vadede istihdamı desteklemektedir.

Karbon emisyonlarının katsayısı ise -47582.04 olarak hesaplanmıştır. Bu sonuç, karbon emisyonlarındaki artışın uzun dönemde istihdam üzerinde negatif bir etki yarattığını göstermektedir. Karbon yoğun üretim yapısının sürdürülebilir istihdam üzerinde olumsuz sonuçlar doğurabileceği ve çevresel maliyetlerin işgücü piyasasını etkileyebileceği söylenebilir.

Tablo 10'da yer alan VECM (Hata Düzeltme Modeli) sonuçları, değişkenler arasındaki kısa dönem dinamikleri ile uzun dönem dengeye dönüş mekanizmasını ortaya koymaktadır. Hata düzeltme teriminin (ECT) istatistiksel olarak anlamlı ve negatif işaretli olması, ilgili değişkenin uzun dönem denge ilişkisinden meydana gelen sapmaları zaman içerisinde düzelterek yeniden dengeye yaklaştığını göstermektedir.

Tablo 10. Kısa Dönem Sonuçları (Hata Düzeltme Modeli) (VECM)

Bağımlı Değişken	ECM (-1)	t-istatistiği	Sonuç
$\Delta EEMPLY$	-0.157304	-2.55215	Anlamlı
$\Delta CO2G$	-7.78306	-0.86221	Anlamsız
$\Delta LNARGE$	-9.28306	3.37468	Anlamlı

Kısa dönem denklemi aşağıdaki gibidir:

$$\Delta EEMPLY_t = -0.157304ECM_{t-1} - 7.78306\Delta CO2G_{t-1} - 9.28306\Delta LNARGE_{t-1} + \varepsilon_t$$

$\Delta EEMPLY$ denklemi incelendiğinde hata düzeltme katsayısının negatif (-0.157304) ve t-istatistiğinin mutlak değer olarak 1.96'nın üzerinde (-2.55215) olduğu görülmektedir. Bu sonuç, %5 anlamlılık düzeyinde istatistiksel olarak anlamlıdır. Buna göre sistemde meydana gelen kısa dönemli bir dengesizliğin yaklaşık %15,7'si bir sonraki dönemde giderilmekte ve istihdam değişkeni uzun dönem denge düzeyine doğru yakınsamaktadır.

$\Delta CO2G$ denkleminde ise hata düzeltme katsayısının t-istatistiği (-0.86221), kritik değerin altında kalmaktadır. Bu nedenle hata düzeltme terimi istatistiksel olarak anlamlı değildir. Dolayısıyla karbon emisyonlarının kısa dönemde uzun dönem denge ilişkisinden kaynaklanan sapmalara uyum sağladığını gösteren bir bulgu elde edilememiştir.

$\Delta LNARGEH$ için hata düzeltme katsayısı -9.28306 ve t-istatistiği 3.37468'dir. t-değerinin mutlak olarak yüksek olması, katsayısının istatistiksel

olarak anlamlı olduğunu ve uzun dönem denge ilişkisine geri dönüş mekanizmasının çalıştığını gösterir. Katsayının negatif olması, sistemin uzun dönem dengesinden sapmaları düzeltici yönde hareket ettiğini ifade eder. Yüksek katsayı değeri ise Ar-Ge harcamalarında dengeye uyumun güçlü ve hızlı olduğunu göstermektedir.

5.Sonuç

Bu çalışma, Türkiye’de ikiz dönüşüm perspektifi çerçevesinde karbon emisyonları ve Ar-Ge harcamalarının istihdam üzerindeki etkilerini 1990–2024 dönemi yıllık verileri kullanarak zaman serisi ekonometrik yöntemlerle incelemeyi amaçlamıştır. Elde edilen bulgular, ikiz dönüşümün hem yeşil dönüşüm hem de dijital dönüşüm boyutlarının istihdam dinamikleri üzerinde uzun dönemli ve yapısal etkiler taşıdığını ortaya koymaktadır.

Analiz sonuçları, istihdam, karbon emisyonları ve Ar-Ge harcamaları arasında uzun dönemli bir eşbütünleşme ilişkisinin varlığını göstermektedir. Bu durum, değişkenlerin uzun vadede birlikte hareket ettiğini ve sistemin ortak bir denge etrafında şekillendiğini ortaya koymaktadır. Kısa dönem dinamikler ise uyum sürecinin zaman aldığını, başlangıçta dalgalanmalar görülse de hata düzeltme mekanizması sayesinde sistemin uzun dönem dengesine yöneldiğini göstermektedir. Uzun dönem katsayılar, Ar-Ge harcamalarının istihdamı artırdığını, karbon emisyonlarının ise istihdamı azalttığını ortaya koymaktadır. Bu bulgular, teknoloji ve yenilik kapasitesinin istihdamı desteklediğini, karbon yoğun üretim yapısının ise olumsuz etki yarattığını göstermektedir.

Elde edilen bulgular, literatürde dijitalleşme ve Ar-Ge’nin istihdam üzerindeki etkilerine ilişkin tartışmalarla büyük ölçüde uyumludur. Nitekim Aydın (2018), Bulut ve Yenipazarlı (2020) ile Doğaner (2022) çalışmalarında teknoloji ve Ar-Ge’nin istihdam üzerindeki etkisinin koşullu ve sektörel farklılıklar içerdiği vurgulanırken, bu çalışmada da Ar-Ge’nin uzun dönemde istihdamı artırıcı etkisi ortaya konulmuştur. Bununla birlikte Bayar ve Öztürk (2021), Şahinoğlu ve Varıcı (2019) ile Yankın (2019) gibi çalışmalar teknoloji ve dijitalleşmenin istihdam üzerinde negatif etkiler oluşturabileceğini belirtmekte, bu durum literatürdeki karma yapıyı göstermektedir. Bu bağlamda elde edilen sonuçlar, dijital dönüşümün istihdam üzerindeki etkisinin tek yönlü değil; teknoloji düzeyi, sektör yapısı ve uyum kapasitesine bağlı olarak değiştiğini ortaya koyan Yeşiltaş ve Artar (2021) ile Doğru ve Meçik (2018) çalışmalarını da destekler niteliktedir.

Literatürle karşılaştırmalı olarak elde edilen bulgular, yeşil dönüşümün istihdam üzerindeki olumlu etkisine ilişkin genel kabulü büyük ölçüde desteklemektedir. Ancak bu çerçeve içerisinde karbon emisyonlarına ilişkin

bulgular, yapısal bir tamamlayıcı ve aynı zamanda uyarıcı nitelik taşımaktadır. Karbon emisyonlarının istihdam üzerindeki negatif etkisi, karbon yoğun üretim yapılarının işgücü piyasası üzerinde olumsuz sonuçlar doğurabileceğini göstermektedir. Bu bulgu, yeşil dönüşüm literatüründe yer alan çalışmalarla kısmen farklılaşmakla birlikte önemli bir yapısal uyarı niteliği taşımaktadır. Nitekim Satır Reyhan ve Duygu (2015), Günaydın (2015), Görmüş (2016), Vural ve Ülgen (2024) ile Nalinci (2023) gibi çalışmalar yeşil ekonomi ve yeşil dönüşümün istihdamı artırıcı etkilerine vurgu yaparken, bu çalışmada karbon yoğunluğunun istihdamı azaltıcı yönü daha net ve uzun dönemli bir etki olarak ortaya çıkmaktadır. Bu durum, yeşil dönüşümün istihdam üzerindeki etkisinin sektör yapısı ve üretim teknolojisine bağlı olarak değişebileceğini gösteren Ağpak ve Özçiçek (2018) ile Erden Özsoy (2021) çalışmalarındaki “karma etki” bulgularıyla da uyumludur.

Bu bağlamda elde edilen sonuçlar, ikiz dönüşüm perspektifinde değerlendirildiğinde, yeşil dönüşümün yalnızca çevresel sürdürülebilirlik açısından değil, aynı zamanda istihdamın niteliği ve sürekliliği açısından da kritik bir rol oynadığını göstermektedir. Karbon emisyonlarının uzun dönemde istihdam üzerinde negatif etki yaratması, çevresel açıdan sürdürülebilir olmayan üretim yapılarının işgücü piyasasını zayıflatabileceğine işaret etmektedir. Bu durum, karbon emisyonlarının azaltılmasına yönelik politikaların yalnızca çevresel fayda sağlamakla kalmayıp, aynı zamanda daha sürdürülebilir ve nitelikli istihdam yapısının oluşumuna da katkı sağlayabileceğini ortaya koymaktadır. Öte yandan Ar-Ge harcamalarının istihdam üzerindeki pozitif etkisi, dijital dönüşüm ve teknolojik yeniliklerin işgücü piyasasını desteklediğini göstermekte; böylece yeşil ve dijital dönüşümün birlikte ele alındığı ikiz dönüşüm yaklaşımının istihdam açısından tamamlayıcı bir etki üretebileceğini ortaya koymaktadır.

Politika açısından değerlendirildiğinde, elde edilen bulgular Türkiye’de istihdamın sürdürülebilir biçimde artırılabilmesi için Ar-Ge yatırımlarının güçlendirilmesi, yenilik kapasitesinin artırılması ve düşük karbonlu üretim yapısına geçişin hızlandırılması gerektiğine işaret etmektedir. Ayrıca ikiz dönüşüm sürecinin sosyal boyutunun göz ardı edilmemesi, iş gücü piyasasında ortaya çıkabilecek uyum maliyetlerini azaltmak için beceri dönüşüm programlarının ve yaşam boyu öğrenme politikalarının desteklenmesi önem taşımaktadır.

Kaynakça

- Ağpak, F. ve Özçelik, Ö. (2018). Bir İstihdam Politikası Aracı Olarak Yenilenebilir Enerji. Ömer Halisdemir Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi, 11(2), 112-128.
- Aydın, E. (2018). Türkiye’de Teknolojik İlerleme ile İstihdam Yapısındaki Değişme Projeksiyonu: Endüstri 4.0 Bağlamında Ampirik Analiz. Yönetim Bilimleri Dergisi, 16 (31), 461-471.
- Aydın, Eray (2023); “Kurumsal Yönetim ve Yeşil Dönüşüm”, Sosyal, Beşeri ve İdari Bilimler Alanında Gelişmeler – 1,
- Azazi, H. ve Uzma, O. (2022). Türkiye’de Yeşil Ekonomi, Yeşil İşler ve Yeşil İstihdam. Biga İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi, 3(2), 93-100.
- Başol, O. (2018). Dünyada ve Türkiye’de Yeşil İşlerin Gelişimine İlişkin Bir Değerlendirme. Finans Politik & Ekonomik Yorumlar, 55 (636), 71-87.
- Bayar, H.T. & Öztürk, M. (2021). Teknolojinin İstihdam Üzerine Etkisi:VAR Analizi. Süleyman Demirel Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi, 26(2), 119-127.
- Baykan, B. G. (2009) ”Dünyada ve Türkiye’de Yeşil Yakalılar”, BETAM, İstanbul.
- Bayraktar, M. & Uysal, Ö. (2019). Türkiye’de Ar-Ge Yatırımlarının ve Nüfusun İstihdam Üzerindeki Etkisi. Iğdır Üniversitesi Sosyal Bilimler Dergisi, Ek Sayı , 23-42 .
- Bowen, A. (2012). ‘Green’ Growth, ‘Green’ Jobs and Labour Markets. Centre for Climate Change Economics and Policy Working Paper No. 88, Grantham Research Institute on Climate Change and the Environment, Working Paper No. 76.
- Bulut, E. & Yenipazarlı, A. (2020). Endüstri 4.0 ve Teknolojinin İstihdam Üzerindeki Etkisi, Panel Veri Analizi. Pamukkale Journal of Eurasian Socioeconomic Studies , 7(2), 15-35
- CEDEFOP (2009) “ILO Green Jobs Initiative and ImplicationsforSkills Development”, P. P. Christine
- CEDEFOP. (2009). Future Skills Needs for the Green Economy. Research Paper, Luxembourg:
- Publications Office of the European Union. https://www.cedefop.europa.eu/files/5501_en.pdf
- Düzel,İ. (2025). Sürdürülebilir Kalkınma Yeşil Ekonomi Stratejileri ve Uygulamaları. Journal of Economic Research Foundation, 2(1), 59-76.
- Evans-Klock (eds),Future Skill Needs for theGreenEconomy, Publications Office of theEuropeanUnion, Luxembourg, 8-17.
- CEDEFOP (2010) “SkillsforGreenJobsEuropeanSynthesis Report”, Publications Office of theEuropeanUnion, Luxembourg.

- Çevre ve Şehircilik Bakanlığı (2012) "İklim Değişikliği Ulusal Eylem Planı 2011-2023", Ankara.
- Deschenes, O. (2013) "GreenJobs", IZA Policy Paper No. 62, Bonn.
- Doksanyedi, D., & Meçik, O. (2024). Yeşil Ekonomi ve İstihdam İlişkisi: Türkiye Üzerine Bir Ekonometrik Analiz. İzmir İktisat Dergisi, 39 (3). Doi: 10.24988/ije.1465528
- Çağıl G., Türkmen, S. ve Çakır, Ö. (2013). Enerji ve Makroekonomik Değişkenler Arasındaki İlişki: Türkiye Açısından Bir Uygulama. Muhasebe ve Finansman Dergisi, 161-174.
- Çetin, M. (2012). Sabit Sermaye Yatırımları ve Ekonomik Büyüme: Ampirik Bir Analiz. Eskişehir Osmangazi Üniversitesi İİBF Dergisi, 7 (1), 211-230.
- Çetin, S. (2022). İstihdam Üzerine Teorik ve Ampirik Çalışmalar. Araştırma Geliştirme Harcamalarının
- İstihdam Üzerine Etkisi: Gelişmiş ve Gelişmekte Olan Ülkeler için Bir Karşılaştırma. 1. Basım. Nobel Yayın
- Çil, N. (2018). Finansal Ekonometri. İstanbul. Der Yayınları.
- Doğaner, A. (2022). The Effect of R&D Expenditures and Number of Patents on Employment in Türkiye: An Evaluation with the ARDL Analysis, 351-365.
- Doğru, B. N., ve Meçik, O. (2018). Türkiye’de endüstri 4.0’ın işgücü piyasasına etkileri: firma beklentileri. Süleyman Demirel Üniversitesi İktisadi İdari Bilimler Fakültesi Dergisi, 23, 1581-1606
- Efendioğlu, Ü. D. (2013) "Sürdürülebilir Kalkınma Yolunda Yeşil İşler", Gelişen İnsan Kaynakları Kariyer Yönetimi.
- Erden Özsoy, C. (2016). Yeşil İşler ve İstihdam Olanakları Üzerine Bir Tartışma. Aksaray Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi, 8(1), 51-59.
- Erden Özsoy C, Tosunoğlu B T. (2023) Jobs and Skills of the Future: A Window of Opportunity for Economic Development in Türkiye, Journal of Economics and Administrative Sciences 24(3): 403-416, 2023
- Gerşil, G. ve Kalfaoğlu, S. (2018). Türkiye’de Yeşil İstihdam ve iş gücü Piyasalarına Yansımaları. IV. International Caucasus-Central Asia Foreign Trade And Logistics Congress.
- Görmüş A. (2016). Yeşil Ekonomiye Geçiş Düzgün İşler İçin Yeni Fırsatlar Yaratıyor Mu? İngiltere Örneği. Atatürk Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Dergisi, 30(5), 1081-1093.
- Görmüş, A. (2019). Yeşil ekonominin istihdam üzerindeki yansımaları ve yeşil işler: Cinsiyet temelli bir modelleme ile İngiliz işgücü anketinden bulgular. Sosyal Siyaset Konferansları Dergisi, 76, 29-66. <https://doi.org/10.26650/jspc.2019.76.0001>
- Gujarati, D. N., & Porter, D. C. (2012). Temel ekonometri (Ü. Şenesen & G. G. Şenesen, Çev.; 5. bs.). Literatür Yayıncılık.

- Günaydın, D. (2015). Yeşil İşler ve İş Gücü Piyasasına Etkileri. Yönetim ve Ekonomi Araştırmaları Dergisi - Cilt:13 Sayı:3 (Eylül 2015) - Doi: <http://dx.doi.org/10.11611/JMER707503>
- Herczeg, B., Pintér, É., & Bagó, P. (2023). How green and digital transformation shapes industries: Twin transition to a green and digital future. *Vezetéstudomány / Budapest Management Review*, 54(5), doi: 10.14267.
- Husain, S.- Sohag, K. ve Wu, Y; (2022). The response of green energy and technology investment to climate policy uncertainty: An application of twin transitions strategy, *Technology in Society*, 71 (6). <https://doi.org/10.1016/j.techsoc.2022.102132>
- ILO (2011) “Assessing Green Jobs Potential in Developing Countries: A Practitioner’s Guide”, International Labour Office , Geneva.
- ILO (2013) “Sustainable Development, Decent Work and Green Jobs”, International Labour Conference, 102nd Session, Geneva.
- ILO ve OECD (2012) “Sustainable Development, Green Growth and Quality Employment: Realizing the Potential for Mutually Reinforcing Policies”, Paris.
- ILO. (2015). Yeşil Ekonomide İnsana Yakışır İşler. Türkiye’den İyi Örnekler Vaka Çalışması. Ankara.
- Erişim adresi <https://www.ilo.org/tr/publications/yesil-ekonomide-insana-yakisir-isler-turkiyeden-iyi-ornekler-vaka-calismasi>.
- Johansen, S. (1988). Statistical analysis of cointegration vectors. *Journal of Economic Dynamics and Control*, 12(2–3), 231–254. [https://doi.org/10.1016/0165-1889\(88\)90041-3](https://doi.org/10.1016/0165-1889(88)90041-3).
- Kalkınma Bakanlığı, Türkiye’de Sürdürülebilir Kalkınma ve Yeşil Ekonomi Alanında En İyi Uygulamalar Başvuru ve Seçim Süreci, http://www.tr.undp.org/content/dam/turkey/docs/news-from-new-horizons/UNDP-TRRio20_En_ iyi_ uygulamalar_basvuru_rehberi_SON.pdf
- Kazanasmaz, E., Demirel, B. L. , Karatepe, S. & Hızarcı, A. E. (2023). Ekonomik Büyüme, Elektrik Tüketimi ve Karbon Emisyonu İlişkisi: Türkiye Örneği . *Muhasebe ve Finans İncelemeleri Dergisi*, 6(2), 248 – 265. DOI: 10.32951/mufider.1356297
- Küçük, Ö. (2021). Emegın dijital dönüşümü ve istihdam. *International Journal of Human Studies*, 4(8).
- Martinez, F. C., Hinojosa, C. ve Miranda, G. (2010) “Green Jobs and Skills: The Local Labour Market Implications of Addressing Climate Change”, Working Document, FE/LEED, OECD.
- Muro, M., Rothwell, J. ve Saha, D. (2011) “Sizing the Clean Economy: A National and Regional Green Jobs Assessment”, The Brookings Institution, | Metropolitan Policy Program.

- Nalinci, S. “Yeşil Ekonomi ve Yeşil İşler”. *ulakbilge*, 87 (2023 Ağustos): s. 729–737. doi: 10.7816/ulakbilge-11-87-03
- OECD (2012) “Enabling Local Green Growth Addressing Climate Change Effects on Employment and Local Development”, OECD Publishing.
- OECD ve Cedefop. (2014) “Greener Skills and Jobs”, Green Growth Studies, OECD Publishing.
- Özsoy, C. (2011). Yeşil ekonominin dinamikleri: Yeşil işler ve beceriler. *Finans Politik & Ekonomik Yorumlar*, 48(562), 19–32.
- Özsoy, C. (2013) “Yeşil Yakalı Çalışanlar”, *Gelişen İnsan Kaynakları Kariyer Gündemi*.
- Özsoy, F. ve Özpolat, A. (2020). Yenilenebilir Enerji ve İstihdam İlişkisi: Bootstrap Granger Nedensellik Analizi. *Uluslararası Ekonomi, İşletme ve Politika Dergisi*, 4(2), 263-280. <http://dergipark.org.tr/ueip>
- Rehman, S. U., Giordino, Zhang, D.Q. ve Alam, G. M.; Twin transitions & industry 4.0: Unpacking the relationship between digital and green factors to determine green competitive advantage. *Technology in Society*, 2023.
- Satır Reyhan, A. ve Ergin, D. (2015). Çevre Politikalarında Yeni Bir Yaklaşım: Yeşil İşler ve Yeşil İstihdam, *Memleket Siyaset Yönetim (MSY)*, 10(23), 21-39.
- Sevüktekin, M. ve Nargeleçekenler, M. (2010). *Ekonometrik Zaman Serileri Analizi*. Ankara: Nobel Yayınları.
- Şahinoğlu, T. ve Varıcı, M. Teknolojik Gelişmenin İstihdam Üzerindeki Etkileri: Türkiye Örneği. *Turkish Studies - Information Technologies and Applied Sciences*, 14(4). 617-640.
- Tarı, R. (2015). *Ekonometri*. Kocaeli. Umuttepe Yayınları. 11. Baskı.
- Tarı, R. ve Yıldırım, D.Ç. (2009). Döviz Kuru Belirsizliğinin İhracata Etkisi: Türkiye İçin Bir Uygulama. *Yönetim ve Ekonomi: Celal Bayar Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*.
- Tiryakioğlu, M. (2021). Türkiye’de Yeşil İşlerin Politik Ekonomisi. *Journal of Yasar University*, 16(62)
- Topcu, E. (2021). Teknolojik Gelişmenin İstihdam Üzerindeki Etkisi: Türkiye Ekonomisi Üzerine Sektörel Bir Analiz. *Nevşehir Hacı Bektaş Veli Üniversitesi SBE Dergisi*, 11(2), 481-491.
- UNDP (2008) “Green Jobs: Towards Decent Work in a Sustainable, Low-Carbon World”, Publishing Services Section United Nations Office, Nairobi.
- Upadhyay, H. and Pahuja, N. (2010). Low-Carbon Employment Potential in India: A Climate of Opportunities. Centre for Global Climate Research TERI and Global Climate Framework Discussion Paper. New Delhi: TERI/GCN – 2010:1.
- Vural, G. ve Ülge, G. (2025). Yeşil Dönüşümün İşgücü Piyasası Üzerindeki Etkisi. *Journal of Economic Research Foundation*, 2(2), 146-159.

- Yankın, F. B. (2019). Dijital dönüşüm sürecinde çalışma yaşamı. Trakya Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi E-Dergi, 7(2), 1-38.
- Yeşil, Y. ve Fidan, F. (2017). Çevresel İstihdam Bağlamında Yeşil İşlerde Eğitim ve Beceri Kazandırma. International Journal of Social Sciences and Education Research, 3(2), 608-618. <http://dergipark.gov.tr/ijsser>
- Yeşiltaş, C. ve Artar, O. (2021). Ekonomideki Dijital Dönüşüm ve İstihdam Üzerindeki Etkisi. Working Paper Series, 2(1). 43-52. <https://doi.org/10.5281/zenodo.4592985>
- Yılmaz, S. A. (2014) “Yeşil İşler ve Türkiye’de Yenilenebilir Enerji Alanındaki Potansiyeli”, Kalkınma Bakanlığı, Yayın No 2827.16 (2), 97-105.
- World Bank Group. (2026). <https://databank.worldbank.org/reports.aspx?source=2&country=TUR>

Income Inequality and Industrial Sector Employment: Evidence From Türkiye

Özge Arpacıoğlu Özdemir¹

Abstract

Income inequality is a significant issue with both economic and social dimensions in Türkiye as well as all over the world. The accurate analysis of the relationship between income distribution, the factors affecting it and the direction in which this relationship progresses is essential for the implementation of necessary policies to eliminate inequality. This study aims to investigate the relationship between industrial sector employment and income inequality in Türkiye. In the study, industrial sector employment and income inequality for the period 2000-2024 have been analyzed by using time series analysis. Engle-Granger co-integration test and Engle-Granger causality test methods have been used in the analysis. In addition, the results provide useful insights, particularly for countries like Türkiye that are still undergoing structural transformation. Income inequality should be considered not only as an outcome of labor market conditions, but also as a factor shaping employment patterns in the industrial sector. So, policies to reduce inequality should not focus only on increasing employment. Education, skill development, and wage distribution also need to be taken into account. Improving the quality of industrial jobs and supporting a more balanced income distribution may contribute to a more stable and sustainable economic structure.

1. INTRODUCTION

Economic activity is generally classified into three main sectors: agriculture, industry, and services. In 2024, 57.9% of those employed in Türkiye are in the services sector, 14.8% are in agriculture, 6.3% in construction, and 21.2% in industry.

¹ Dr. Öğr. Üyesi, Gaziantep Üniversitesi, Sosyal Bilimler MYO, Yönetim ve Organizasyon Bölümü, arpaciogluozge@gmail.com, 0000-0002-2424-8700

The emphasis on industrial sector employment stems from Türkiye’s ongoing structural transformation process. Industrial employment represents a transitional stage between agricultural and the service sector employment and plays a critical role in shaping labor market outcomes in developing and middle-income countries, such as Türkiye.

Unlike agricultural employment, which has low productivity, and service sector employment, which can exhibit heterogeneous wage structures, industrial employment is a distinct employment sector in terms of providing more stable income. Therefore, changes in industrial employment are expected to have significant effects on income distribution.

Furthermore, whereas the majority of previous studies focus on the relationship between income inequality and total employment or service sector employment, studies focusing specifically on industrial sector employment remain relatively limited. Therefore, this study examines the relationship between income inequality and industrial sector employment within the framework of Türkiye’s structural transformation.

This study examines the long-term relationship and the direction of causality between income inequality and industrial sector employment in Türkiye. The present study extends the literature by concentrating on a single-country case, specifically Türkiye, and by examining the role of industrial sector employment rather than total or service sector employment within a time series framework.

2. THEORETICAL FRAMEWORK

Employment trends in Türkiye can be better understood through recent data. Figure 1 presents the employment rate in Türkiye for the period 2015–2024.

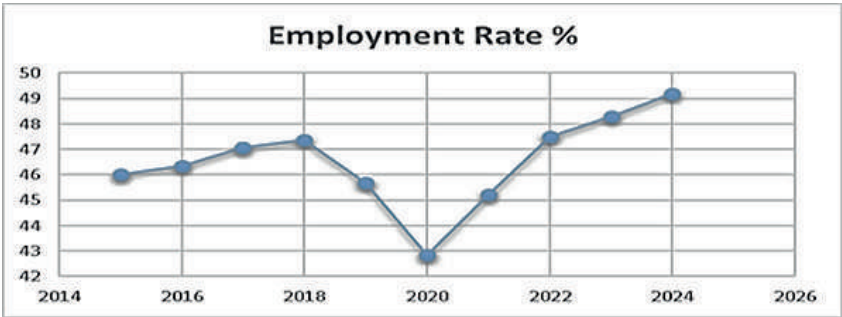


Figure 1. Employment Rate in Türkiye, 2015-2024

Note: Data from ILO (2024).

The sectoral structure of employment plays a key role in the development of a country. The three-sector theory of W. Arthur Lewis, one of the pioneers of development economics, states that prior to economic development, employment was concentrated in the agricultural sector, and with development, it gradually shifted to the industrial sector and then to the services sector.

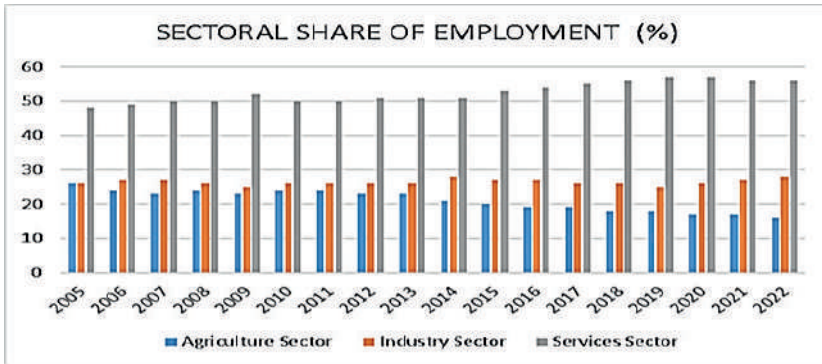


Figure 2. Sectoral Distribution of Employment in Türkiye, 2005-2022

Note: Data from ILO (2024)

In 2005, when the sectoral structure of employment in Türkiye was analyzed, as shown in Figure 2, the employment rate in agriculture and industry (around 26%) were almost equal to each other. In spite of that, the employment rate in the service sector is around 48%, which is more than twice the employment rate in other sectors. Although employment in the service sector is higher than employment in other sectors in the period between 2005 and 2022, it has gradually increased, particularly after 2015. These findings indicate that the employment gap in the agricultural and industrial sector has widened further after 2016 and a significant portion of agricultural employment has shifted towards the industrial sector especially in 2022. This trend is consistent with the process of structural transformation.

2.1. Income Inequality

The 2022 World Inequality Report indicates that while the richest 1% of the world population doubled their wealth as a result of the 2020 pandemic, 160 million people were pushed into poverty. The report also shows that income distribution is a critical issue that has not only economic but also social aspects. Even though there are many methods used to measure income distribution, one of the most frequently adopted measures in the literature

is the Gini coefficient. Corrado Gini (1884-1965) was an Italian statistician who introduced the Gini coefficient.

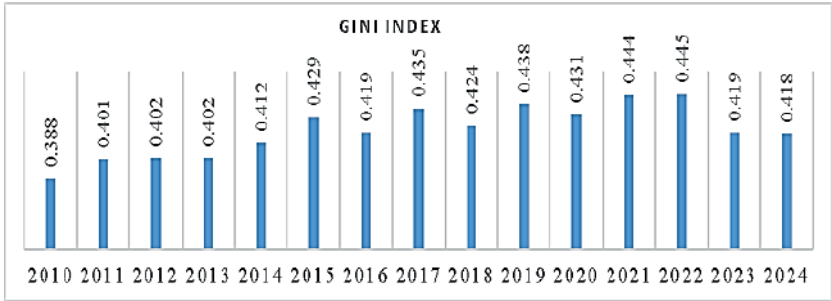


Figure 3. Gini Coefficient in Türkiye, 2010-2024

Note: Data from WB (2024)

Figure 3 presents the Gini coefficient in Türkiye for the period 2010–2024. The year with the lowest income inequality was 2010, with a Gini coefficient value of 0.388. The highest level of income inequality in the last 15 years occurred in 2022. In 2022, the Gini coefficient increased compared to previous years and reached a value of 0.445. The report further indicates that, the richest 10% of the population in Türkiye received 54.5% of the total income, while the poorest 50% received merely 12% of the income. Income inequality decreased during the period from 1980 to 1990, but gradually increased in the last 15 years. In the period from 2018-2021, average income in all population groups declined due to economic contraction. In the report, which also examines wealth inequality, in 2021, the poorest 50%, the middle 40% and the richest 10% of the population held 4%, 29% and 68% of the total national wealth, respectively, and this distribution indicates that a notable portion of the population in Türkiye still lives in poverty (World Inequality Report, 2022).

2.2. Mechanisms Linking Income Inequality and Industrial Sector Employment

Income inequality and industrial sector employment may be connected through several economic and social mechanisms. One important channel operates through the wage structure of the industrial sector. In economies where income inequality is high, industrial employment often expands in low-wage and labor-intensive segments. This expansion may increase the level of employment without generating an equalizing effect on income distribution. Under such conditions, the industrial sector absorbs labor within unequal

wage structures, which limits its potential contribution to reducing income inequality.

A second channel operates through human capital accumulation and access to industrial employment. High levels of income inequality tend to restrict access to education and skill acquisition for lower-income groups. This constraint affects not only employment opportunities but also the quality and productivity of industrial jobs. Consequently, income inequality may influence industrial sector employment by shaping the composition of employment rather than the overall employment level.

A third channel is associated with aggregate demand and investment dynamics. Higher income inequality weakens domestic demand, which may reduce incentives for productive industrial investment. This situation can negatively affect industrial employment decisions and slow down the process of structural transformation. Accordingly, the interaction between income inequality and industrial sector employment may also run from inequality to employment. Within this framework, examining the causal relationship between income inequality and industrial sector employment is essential for understanding the dynamics of structural transformation and labor market outcomes in Türkiye.

3. LITERATURE REVIEW

This section summarizes empirical studies examining the association between income inequality and employment. While a significant portion of the existing literature focuses on the relationship between income inequality and total employment or employment in the service sector, studies that directly address employment in the industrial sector are relatively limited. Furthermore, the findings obtained in the literature vary depending on the structural characteristics of countries, their levels of development, and the methods used. In this context, the studies listed below address the association between income inequality and sectoral employment in the context of different countries and methods; they help position the current study's country-specific approach focused on industrial sector employment.

3.1. Studies Suggesting Service Sector Employment Increases Income Inequality

Nelson & Lorence (1985) found that employment in the service sector significantly increased income inequality in major metropolitan areas in the United States. Tahsin and Börü (2020) in their study examining the association between income inequality and employment levels in the industrial and service

sectors in Türkiye during the 2006–2018 period using panel data analysis, concluded that the explanatory power of industrial employment for income inequality weakened, while the explanatory power of service sector employment strengthened, and that service sector employment contributed to an increase in income inequality.

3.2. Studies Suggesting Industrial Sector Employment Reduces Income Inequality

Mehic (2018) analyzed industrial employment and income inequality in 27 high- and middle-income countries for the period 1991- 2014 by employing a dynamic panel data method and found that there is a significant inverse relationship between industrial employment and income distribution and that middle-income countries are mostly affected by income inequality. Samadi & Abolhasani (2021) examined the impact of industrial sector employment on income inequality in Middle Eastern countries for the period 2000-2018 using panel data analysis and demonstrated that industrial sector employment is negatively associated with income inequality.

3.3. Studies with Mixed or Country-Specific Findings

Cafri (2017) analyzed the relationship between the value-added of the agricultural and service sector and income inequality in Türkiye for the period 1978-2016 using symmetric and asymmetric causality methods. The results indicate that no causal link exists between the agricultural sector and inequality, while a symmetric unidirectional causal relationship between income inequality and the service sector. Under asymmetric conditions, a bidirectional causal relationship is observed. Raeskyesa (2020) analyzed sectoral growth and income inequality in ASEAN countries and found that the share of agriculture sector is negatively associated with income inequality. Eren (2025) analyzed income distribution dynamics in Türkiye through wage income. Cointegration and causality tests were applied using time series data. The findings indicate that the wage structure plays a significant role in determining income inequality.

3.4. Other Related Empirical Studies

Tansel (2012) examined wage inequality in Türkiye by sector and education level. The quantile regression method was applied using microdata. The findings show significant wage differences in the industrial sector. Töngür and Elveren (2014) analyzed the relationship between unionization and wage inequality in OECD countries using panel data and the Granger causality test. The findings show a causal relationship between unionization and wage inequality. Elveren and Özgür (2016) analyzed the relationship between

income inequality and the informal economy in Türkiye. The study used annual data from 1970 to 2011 and analyzed long-term relationships using the ARDL bounds test. The findings show that the informal economy increases income inequality.

This study provides country-specific evidence from Türkiye by focusing explicitly on industrial sector employment rather than total or service sector employment. It examines the relationship between income inequality and industrial sector employment in Türkiye, a country that has experienced significant structural transformation in recent decades, and uses a time series framework to complement previous panel data studies that examine broader cross-country relationships.

The findings reveal a unidirectional causality running from income inequality to industrial sector employment. This result highlights the role of distributional factors as determinants of employment outcomes and offers an alternative perspective to studies that emphasize the impact of employment on income inequality.

Empirical literature shows that the relationship between sectoral employment and income inequality varies across countries and stages of development. While some studies emphasize that industrial sector employment balances income distribution, others indicate that the service sector impact on income distribution is increasing. These differences indicate that country-specific structural characteristics are decisive in the effect of sectoral employment on income inequality. In countries undergoing structural transformation, such as Türkiye, country specific analyses are needed to better understand this relationship.

4. EMPIRICAL ANALYSIS

4.1. Data Set and Variables

Annual data for the period 2000-2024 were utilized in the study. The variables used in the study, their data sources, and their definitions are presented in Table 1.

Table 1 Variables and Definitions

Variables	Definition	Data Source
GINI	It is a statistical measure of income distribution that represents the degree of income inequality within the total population.	World Bank (WB)
LNEIND	Share of individuals employed in the industrial sector within total employment (%)	International Labour Organization (ILO)

4.2. Methodology

The relationship between income inequality and industrial sector employment is investigated using Engle-Granger cointegration and Granger causality tests. Augmented Dickey-Fuller (ADF) and Phillips-Perron (PP) unit root tests were employed at the first stage to determine the stationarity properties of the series.

The hypotheses required for testing time series analysis are expressed as follows;

$H_0: \gamma_0 = 0$, Y_t series is non-stationary, there is a unit root in the series.

$H_1: \gamma_0 \neq 0$, Y_t series is stationary, there is no unit root in the series.

The rejection of the null hypotheses indicates that the series is stationary. Unless the null hypotheses is rejected, the series is considered to contain a unit root. In this study, the presence of unit roots in the series was examined using the Phillips and Perron (1988) and ADF tests. In the second stage of the study, the existence of cointegration between the series indicates that they move together in the long run. In the study, the Engle-Granger test was applied as the co-integration analysis. In fact, the Engle-Granger test is more commonly preferred in bivariate models (Halaç & Şaşmaz, 2017). In the case of multiple cointegration relationships, the Engle-Granger method is not appropriate for distinguishing among them. The application of this method requires both variables to be stationary at the same level. According to the results of the ADF unit root test applied, the dependent and independent variables used in the study are $I(1)$ stationary at the first difference, not at the level. Therefore, the use of the Engle-Granger method was considered appropriate for the study.

For the Engle-Granger cointegration test, a regression equation was first formulated using the level values of the series based on the ordinary least squares (OLS) method. In the next step, the error terms (residuals) of the

regression equation were obtained, and the ADF test was applied to the error terms of the equation.

The existence of cointegration between the variables indicates that a unidirectional or bidirectional Granger causality relationship may also exist. Granger (1969) defined causality as follows: “X is the Granger cause of Y if the prediction of Y is more successful when past values of X are used compared to when past values of X are not utilized”. After testing the accuracy of this definition, the relationship is denoted as $X \rightarrow Y$ (Granger, 1988, p.554). In the final part of the study, the Granger causality test was applied.

The empirical methodology employed in this study is designed in line with the scope of the analysis and the time series properties of the data. Given the bivariate structure of the model and the integration order of the variables, the Engle–Granger cointegration approach is considered appropriate for examining the existence of a long-run equilibrium relationship. The Engle–Granger method is widely used in studies focusing on two-variable systems and offers a straightforward framework for analyzing long-run dynamics. Although alternative econometric techniques such as the ARDL bounds testing approach or the Toda–Yamamoto causality test could be employed, the present study prioritizes methodological consistency and simplicity. Moreover, the relatively limited number of annual observations imposes a significant constraint on the selection of more parameter-intensive models. Future research may extend the analysis by employing alternative methodologies or higher-frequency data to test the robustness of the results.

This study is subject to certain data limitations that should be considered when interpreting the findings. The analysis is based on annual data covering the period between 2000 and 2024, resulting in a relatively limited number of observations. Although the selected period is sufficient to examine long-run relationships, the relatively small sample size may reduce the power of econometric tests and restrict the generalizability of the results.

In addition, the use of annual data may conceal short-term fluctuations and sector-specific shocks that could affect both income inequality and industrial sector employment. Therefore, the findings should be interpreted with caution and regarded as indicative of long-run tendencies rather than short-term dynamics. Future studies may extend the analysis by using higher-frequency data or incorporating additional variables to further strengthen the empirical framework.

4.3. Analysis Results

The model employed in the study is specified as follows;

$$\text{GINI} = \beta_0 + \beta_1 \text{LNEIND}_t + \varepsilon_t \quad (1)$$

In the model, GINI is one of the most widely used indices for measuring income inequality. The index measures inequality on a scale from 0 to 1. Higher values indicate higher inequality and lower values indicate less inequality. In the equation, β represents the parameters and ε denotes the error term. Stationarity tests were conducted in the study and the results are presented in Table 2.

Table 2 ADF Unit Root Test Results

Variables	Model	t-statistic	1% Critical Value	5 % Critical Value	10 % Critical Value	Prob.
GINI	Intercept	-2.3867	-3.7529	-2.9980	-2.6387	0.1561
	Trend and Intercept	-1.6978	-4.4164	-3.6220	-3.2485	0.7193
	No trend, intercept	-0.5159	-2.6693	-1.9564	-1.6084	0.4819
LNEIND	Intercept	-2.4407	-3.8315	-3.0299	-2.6551	0.1446
	Trend and Intercept	-2.1512	-4.3943	-3.6121	-3.2430	0.4933
	No trend, intercept	0.7707	-2.6648	-1.9556	-1.6087	0.8734
Δ GINI	Intercept	-5.5108	-3.7529	-2.9980	-2.6387	0.0001
	Trend and Intercept	-6.7225	-4.4163	-3.6220	-3.2485	0.0001
	No trend, intercept	-5.6001	-2.6693	-1.9564	-1.6084	0.0000
Δ LNEIND	Intercept	-5.1409	-3.8315	-3.0299	-2.6551	0.0006
	Trend and Intercept	-5.3141	-4.5325	-3.6736	-3.2773	0.0022
	No trend, intercept	-4.6804	-2.6693	-1.9564	-1.6084	0.0001

Note: The Schwarz information criterion is applied in determining the appropriate lag length, and Δ indicates that the series is expressed in first differences.

The results indicate that the GINI and LNEIND variables are non stationary at their level in all three model specifications, indicating the presence of unit roots. As reported in Table 2, both variables become stationary after taking first differences.

Table 3 Phillips Perron Unit Root Test Results

Variables	Model	t-statistic	1% Critical Value	5% Critical Value	10% Critical Value	Prob.
GINI	Intercept	-2.2634	-3.7378	-2.9918	-2.6355	0.1909
	Trend, Intercept	-1.4416	-4.3943	-3.6121	-3.2430	0.8212
	No trend, intercept	-0.4977	-2.6648	-1.9556	-1.6082	0.4898
LNEIND	Intercept	-1.6570	-3.7378	-2.9918	-2.6351	0.4393
	Trend, Intercept	-2.1512	-4.3943	-3.6121	-3.2430	0.4933
	No trend, intercept	0.7920	-2.6648	-1.9556	-1.6087	0.8773
Δ GINI	Intercept	-5.5023	-3.7529	-2.99806	-2.6387	0.0001
	Trend, Intercept	-8.8341	-4.4163	-3.62203	-3.2485	0.0000
	No trend, intercept	-5.5903	-2.6693	-1.95640	-1.6084	0.0000
Δ LNEIND	Intercept	-4.8761	-3.7529	-2.9980	-2.6387	0.0007
	Trend, Intercept	-5.0133	-4.4163	-3.6220	-3.2485	0.0028
	No trend, intercept	-4.6786	-2.6693	-1.9565	-1.6084	0.0001

Note: The Phillips-Perron unit root test is applied. Δ denotes the first difference of the series.

The results of the Phillips Perron unit root test are consistent with the ADF test findings. In all three models, the variables contain a unit root at their levels, while Table 3 shows that they become stationary after taking first differences. Since the conditions of Engle-Granger co-integration analysis were satisfied, the analysis proceeded to the next stage.

Table 4 Engle-Granger Cointegration Test Results

Model	Prob.	t-statistic	1 % Critical Value	5 % Critical Value	10 % Critical Value
Intercept	0.0000	-6.1590	-3.7529*	-2.9980**	-2.6387***
Trend, Intercept	0.0000	-7.5287	-4.4163*	-3.6220**	-3.2485***
No intercept no trend	0.0000	-6.3026	-2.6693*	-1.9564**	-1.6084***

*Note: *, **, and *** denote statistical significance at the 1%, 5%, and 10% levels.*

Table 4 presents the findings obtained from the Engle-Granger cointegration analysis. The Engle-Granger cointegration test results indicate that the probability values of the residual series in all three models are below the 0.05 significance level, implying stationary. This finding suggests that the two variables are cointegrated in the long run, indicating the existence of a long run equilibrium relationship in which they tend to move together over time.

Table 5 The Optimal Lag Length

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	100.75	NA	6.39e-07	-8.5875	-8.4887	-8.562
1	122.26	37.40163*	1.40e-07*	-10.109*	-9.8135*	-10.03*
2	125.96	5.799136	1.45e-07	-10.084	-9.5904	-9.959

Note: * indicates the lag length selected by the corresponding criterion

For the Granger causality test, it is necessary to determine the optimal lag length, as shown in Table 5 above. There are many methods for determining the appropriate lag length. The modified LR test statistic, the final prediction error (FPE), the Akaike information criterion (AIC), the Schwarz information criterion (SC), and the Hannan-Quinn information criterion (HQ) have all indicated the optimal lag length as one.

The hypothesis for the Granger causality test is as follows;

H₀: X does not Granger-cause Y

H₁: X Granger-causes Y

Table 6 below presents the findings obtained from the Granger causality test, which was applied to identify the direction of causality between the series.

Table 6 Granger Causality Results

Direction of Causality	Chi-square	Lag Length	Prob.
LNEIND⇒GINI	1.721065	1	0.1895
GINI⇒LNEIND	4.097552	1	0.0429

Note: The null hypothesis (H₀) states that there is no Granger causality.

The null (H₀) hypothesis for the first direction is that LNEIND is not the cause of GINI. Since the p- value is greater than 0.05, The null (H₀) hypothesis can not be rejected. It is observed that there is no causal relationship from industrial sector employment to income inequality. Accordingly, industrial

sector employment does not Granger cause income inequality. The null (H_0) hypothesis of the second direction states that income inequality does not Granger cause industrial sector employment. Since the p-value is below 0.05, the null hypothesis is rejected. This indicates the existence of Granger causality from income inequality to industrial sector employment. In conclusion, the Granger causality test results indicate the existence of a unidirectional causality between the variables.

5. CONCLUSION

When examining the period between 2005 and 2022 in Türkiye, it is observed that a large portion of those employed in the agricultural sector shifted to the industrial sector in 2016 and thereafter.

Data obtained from the World Bank show that the difference between agricultural and industrial employment in Türkiye between 2005 and 2022 has gradually increased since 2016, indicating a significant increase in industrial employment over agriculture. When examining Türkiye's income inequality data between 2010 and 2024, it is evident that 2022 was the most unequal year. According to the 2022 World Inequality Report, the richest 10% of the population in Türkiye received 54.5% of the total income, while the poorest 50% received only 12% of the income. The report also states that income inequality in Turkey has increased over the last 15 years.

This study analyzes the relationship between industrial sector employment and income distribution in Türkiye between 2000 and 2024 and identifies a long-term relationship between the variables. The results indicate a one-way causal relationship between the variables based on the Granger causality test. In this regard, while no causality was found from industrial sector employment to income inequality, causality was found from income inequality to industrial sector employment. The results indicate that industrial sector employment is not a cause of income inequality, whereas income inequality is a cause of industrial sector employment.

Granger causality results showing a one-way relationship from income inequality to industrial sector employment can be explained within the framework of Türkiye's structural and institutional characteristics. The empirical result does not suggest that industrial employment is unrelated to income distribution, but rather shows that distribution conditions can shape employment outcomes in the industrial sector.

An environment with unequal income distribution may see industrial firms primarily expanding employment in low-wage positions, while higher-quality jobs that generate greater productivity may remain limited. Consequently,

income inequality can be a determinant of the structure and composition of industrial employment.

Furthermore, unequal income distribution can limit access to education and skills development, thereby affecting the workforce's ability to participate in industrial activities that generate higher added value. From this perspective, the causality from income inequality to industrial sector employment reflects the broader effects of changes in income distribution on the labor market rather than a direct relationship between employment and inequality.

The findings suggest various policy implications, particularly for Türkiye. The results show that employment growth in the industrial sector does not automatically lead to a reduction in income inequality, especially when employment growth is concentrated in low-wage and low-skilled positions. Therefore, policies targeting income inequality must go beyond simply increasing industrial employment. In this regard, complementary labor market and education policies can play an important role in increasing equality in industrial sector employment.

References

- Abolhasani, M. J., & Samadi, S. (2021). Investigating and analyzing the impact of employment in industry on income inequality. *Stable Economy Journal*, 1(1), 1–24. https://sedj.usb.ac.ir/article_6052.html?lang=en
- Cafri, R. (2017). The effect of agriculture and service sectors on income inequality in Türkiye: Asymmetric causality analysis. *International Journal of Management Economics and Business, Special Issue*, 598–606. <https://dergipark.org.tr/tr/pub/ijmneb/issue/54601/744500>
- 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/10.1080/01621459.1979.10482531>
- Elveren, A. Y., & Özgür, G. (2016). The effect of informal economy on income inequality: Evidence from Turkey. *Panoeconomicus*, 63(3), 293–312. <https://doi.org/10.2298/PAN1603293E>
- Engle, R. F., & Granger, C. W. J. (1987). Co-integration and error correction: Representation, estimation, and testing. *Econometrica*, 55(2), 251–276. <https://doi.org/10.2307/1913236>
- Gini, C. (1912). Variabilità e mutabilità. Bologna: C. Cuppini.
- Granger, C. W. J. (1969). Investigating causal relations by econometric models and cross-spectral methods. *Econometrica*, 37, 424–438. <https://doi.org/10.2307/1912791>
- Granger, C. W. J. (1988). Causality, cointegration and control. *Journal of Economic Dynamics and Control*, 12, 551–559. [https://doi.org/10.1016/0165-1889\(88\)90055-3](https://doi.org/10.1016/0165-1889(88)90055-3)
- Halaç, U., & Şaşmaz, F. D. (2017). The relationship between industrial production and employment under structural breaks. *Business & Management Studies: An International Journal*, 5(3), 684–702. <https://doi.org/10.15295/bmij.v5i3.151>
- International Labour Organization. (2024). *ILOSTAT database*. <https://ilostat.ilo.org/>
- Lewis, W. A. (1954). Economic development with unlimited supplies of labour. *The Manchester School*, 22(2), 139–191. <https://la.utexas.edu/users/hcleaver/368/368lewistable.pdf>
- Mehic, A. (2018). Industrial employment and income inequality: Evidence from panel data. *Structural Change and Economic Dynamics*, 45, 84–93. <https://doi.org/10.1016/j.strueco.2018.02.006>
- Nelson, J. I., & Lorence, J. (1985). Employment in service activities and inequality in metropolitan areas. *Urban Affairs Quarterly*, 21(1), 106–125. <https://doi.org/10.1177/004208168502100109>

- Phillips, P. C. B., & Perron, P. (1988). Testing for a unit root in time series regression. *Biometrika*, 75(2), 335–346. <https://doi.org/10.1093/biomet/75.2.335>
- Raeskyesa, D. G. S. (2020). Sectoral growth and income inequality in ASEAN-5 countries. *Journal of ASEAN Studies*, 8(1), 1–13. <https://doi.org/10.21512/jas.v8i1.6435>
- Tahsin, E., & Börü, F. (2020). Structural transformation, income inequality and employment linkages in Turkish regions. *Journal of Economy Culture and Society*, 62, 91–121. <https://doi.org/10.26650/JECS2020-0020>
- Tansel, A. (2012). Wage inequality in Turkey: Decomposition by gender and sector. *Review of Income and Wealth*, 58(3), 467–493. <https://doi.org/10.1111/j.1475-4991.2012.00518.x>
- Töngür, Ü., & Elveren, A. Y. (2014). Deunionization and pay inequality in OECD Countries: A panel Granger causality approach, 38, 417–425. <https://doi.org/10.2298/PAN1403289T>
- World Bank. (2024). *World Development Indicators*. <https://data.worldbank.org/>
- World Inequality Lab. (2022). *World Inequality Report 2022*. <https://wir2022.wid.world/>

Avrupa’da Mali Politikalar: Kamu Harcamaları Üzerine Bir Panel Veri Analizi

Çağatay Tunçsiper¹

Özet

Avrupa devletlerinde kamu harcamalarının GSYH içindeki payı yapısal bir dönüşüm geçirmekte olup, COVID-19 pandemisi bu süreci hızlandırmıştır. Bu çalışma, 2000–2023 yılları arasında Fransa, Finlandiya, Belçika, Danimarka, İtalya, Norveç ve İsveç’te gerçekleşen hükümet harcamalarının makroekonomik belirleyicilerini, özellikle 2020 sonrası pandemi değişimini de dikkate alarak araştırmaktadır. Yıllık panel verilerle Sabit Etkiler, Sistem GMM, FMOLS ve DOLS yöntemleri kullanılmış; birim kök (LLC, IPS) ve eşbütünleşme (Pedroni, Westerlund) testleri ile COVID-19 kukla değişkeni uygulanmıştır. Bulgular, reel GSYH büyümesi, işsizlik, kamu borcu, demografik yaşlanma, reel faiz, ticari açıklık ve sağlık harcamalarının uzun dönemli anlamlı belirleyiciler olduğunu göstermektedir. COVID-19 kuklası, diğer etkenler kontrol edildiğinde bile harcama payında 3,8–4,0 puanlık yapısal artışa yol açmaktadır. Demografik yaşlanma tüm ülkelerde baskın itici güçtür; en yüksek hassasiyet İtalya ve Belçika’dadır. Pandemi sonrası mali politikalar ayrılmaktadır: Nordik ülkeler hızlı konsolidasyon uygularken, Akdeniz ülkeleri borç-harcama sarmalıyla mücadele etmektedir. Politika önerileri, yaşlanma kaynaklı harcamaların sürdürülebilirliği ile cinsiyet ve kuşaklararası adaleti gözetken sosyal yatırım stratejileri üzerinde yoğunlaşmaktadır.

1. Giriş

Kamu harcamaları hükümetlerin en etkili politika araçları arasında yer almaktadır. GSYH içerisindeki payı itibarıyla bu harcamalar, refah devleti kapsamı, sosyal sigortanın derinliği ve kamu yatırım vizyonu gibi uzun vadeli yapısal tercihlerin yanı sıra, konjonktürel dalgalanmalara ve dış şoklara karşı geliştirilen kısa vadeli makroekonomik tepkilerin birikimli sonuçlarını da yansıtmaktadır. İncelenen yedi ülkede (Fransa, Finlandiya, Belçika, Danimarka,

1 Doç.Dr., Ege Üniversitesi, tuncsipercağatay@gmail.com, ORCID: 0000-0002-0445-3686

İtalya, Norveç ve İsveç), hükümet harcamalarının GSYH’ye oranı tarihsel olarak dünyadaki en yüksek seviyelerde gerçekleşmiş ve 21. Yüzyıl boyunca %48 ile %63 aralığında seyretmiştir. Söz konusu ülkeler, müreffeh sosyal koruma sistemleri, evrensel kamu sağlık hizmetleri ve yüksek kamu yatırımlarını güçlü mali kurumlarla harmanlayan klasik Avrupa refah devleti modelini temsil etmektedir.

COVID-19 salgını, savaş dönemleri hariç tutulduğunda eşi benzeri görülmemiş bir mali şoku beraberinde getirmiştir. 2019’dan 2020’ye geçişte, acil sağlık ödenekleri, kısa çalışma destekleri, gelir ikame transferleri ve kamu garantili kredilerin etkisiyle genel hükümet harcamalarının GSYH’ye oranı %2,4 (İsveç) ile %9,4 (İtalya) arasında yükselmiştir. Bu genişleme, Küresel Finans Krizi (KFK) sonrasında on yıllara yayılan mali konsolidasyon eğiliminden keskin bir sapmayı temsil etmekte ve kamu harcama patikalarını şekillendiren yapısal faktörlere ilişkin bazı temel soruları yeniden gündeme taşımaktadır. Hangi makroekonomik değişkenler, üretim payı olarak hükümet harcamalarının uzun dönemli seviyesini belirlemektedir? Pandemi şoku, demografik yaşlanma, borç yükleri ve işsizlik dinamikleri gibi önceden var olan yapısal itici güçlerle nasıl bir etkileşime girmiştir? Pandemi sonrası konsolidasyon patikaları, Nordik alt grubu (Finlandiya, Danimarka, Norveç, İsveç) ile Kıta Avrupası/Akdeniz alt grubu (Fransa, Belçika, İtalya) arasında sistematik olarak farklılaşmakta mıdır?

Bu çalışma, söz konusu soruları 2000-2023 dönemini kapsayan yıllık veriler üzerinden bir panel ekonometri çerçevesiyle incelemektedir. Dönem, KFK öncesi genişleme yıllarını, Avrupa egemen borç krizi kemer sıkma politikalarını, 2015 sonrası toparlanmayı, COVID-19 pandemi kırımını ve pandemi sonrası normalleşmenin ilk aşamasını kapsayacak biçimde kurgulanmıştır. Ampirik yaklaşımda pandemi, salt konjonktürel bir sapma olarak değil, yapısal bir kırılma noktası olarak modellenmiştir. Bu amaçla hem ikili bir kukla değişkenden ($2020-2022 = 1$) hem de bu kuklanın demografik ve kurumsal değişkenlerle etkileşim terimlerinden yararlanılmıştır.

Çalışmanın literatüre üç temel katkısı bulunmaktadır. İlk olarak, bu yedi Avrupa devleti özelinde kamu harcamalarının belirleyicilerine yönelik 2020 sonrasına panel veri analizi yapılmıştır. İkinci olarak, dinamik panel çerçevesi içerisinde, konjonktürel ve finansal değişkenlerin yanı sıra demografik yaşlanmanın (yaşlı bağımlılık oranı) yapısal bir belirleyici olarak rolü bütünleşik bir şekilde ele alınmıştır. Üçüncü olarak, COVID-19’a verilen harcama tepkilerindeki ülkeler arası heterojenlik doğrudan test edilmiş; Nordik ile Kıta Avrupası/Akdeniz mali patikaları arasında sistematik bir ayrışma olduğu gösterilmiştir. Bu bulgunun, Avrupa Birliği’nin gelecek dönem çok

yıllı mali çerçevesinin tasarımı açısından kayda değer sonuçlar doğurması beklenmektedir.

1.1. Seçilmiş Avrupa Devletinde Kamu Harcamaları

İncelenen yedi ekonomi, güçlü kurumsal kapasiteye sahip yüksek gelirli Avrupa refah devletleri olma özelliğini paylaşmakla birlikte, aralarında belirgin yapısal farklılıklar bulunmaktadır. Fransa ve Belçika, kazanca dayalı sosyal sigorta, yüksek bordro vergileri ve geniş kamu istihdamı ile karakterize edilen Kıta Avrupası bismarckçı refah rejimlerini uygulamaktadır. İtalya ise Bismarckçı temeli, parçalı emeklilik hakları, zayıf aktif işgücü piyasası politikaları ve kalıcı bölgesel eşitsizlik gibi belirgin Güney Avrupa özellikleriyle birleştirmektedir. İskandinav grubu (Finlandiya, Danimarka, Norveç ve İsveç), Esping-Andersen'in (1990) Sosyal Demokrat refah rejimi geleneğini temsil etmekte; evrensel fayda tasarımı, yüksek kadın işgücü katılımı, geniş kamu sektörü istihdamı ve iş-aile uyumunu güçlü biçimde destekleyen kurumsal çerçevelerle öne çıkmaktadır.

Tarihsel olarak, bu gruptaki kamu harcamalarının GSYH'ye oranı 1990'lardan itibaren %50 seviyesini tutarlı şekilde aşmış; Küresel Finans Krizi sırasında (2009–2010) ve daha çarpıcı biçimde COVID-19 pandemisinde (2020–2021) yapısal zirvelere ulaşmıştır. Asif ve Tursoy tarafından Meksika üzerine yapılan çalışma (1980–2016), gelişmekte olan bir ekonomi bağlamında toplam yatırımların ve borcun finansal maliyetinin kamu harcamalarının temel belirleyicileri olduğunu ortaya koymuştur. Avrupa bağlamı ise birkaç temel boyutta farklılaşmaktadır: harcama bileşiminde sosyal koruma, sağlık ve eğitimin ağırlığı; AB İstikrar ve Büyüme Pakti (SGP) ile pandemi sonrası yenilenen mali çerçevenin kurumsal kısıtları; otomatik istikrar sağlayıcıların işlevselliği ve 2021'den itibaren AB üye devletlerine 723,8 milyar avro tutarında hibe ve kredi aktaran Avrupa Kurtarma ve Dayanıklılık Fonu (RRF) gibi ulusüstü araçların varlığı.

1.2. Wagner Kanunu, Baumol'ün Maliyet Hastalığı ve Keynesyen Çarpan Mekanizması

Üç teorik çerçeve, bu analizin entelektüel omurgasını oluşturmaktadır. Wagner Kanunu'na (1892) göre, ekonomiler sanayileştikçe ve ardından sanayi sonrası döneme geçtikçe kamu mallarına olan talep artmakta; dışsallıkların düzeltilmesi ve idari karmaşıklık nedeniyle ekonomik gelişme düzeyi (kişi başına gelir) ile devlet faaliyetlerinin kapsamı arasında uzun dönemli pozitif bir ilişki ortaya çıkmaktadır. Sanayi sonrası aşamadaki bu yedi ekonomiye uygulandığında, Wagner Kanunu demografik yaşlanmanın, sağlık ve sosyal bakım ihtiyaçlarının artan karmaşıklığının ve kamu altyapı kalitesinin

korunmasının yükselen maliyetinin, siyasi konjonktür dalgalanmalarından bağımsız olarak harcamaların GSYH içindeki payı üzerinde sürekli bir yukarı yönlü baskı oluşturacağını öngörmektedir.

Baumol’un maliyet hastalığı (Baumol & Bowen, 1966) tamamlayıcı bir arz yönlü argüman sunmaktadır. Emek-yoğun kamu hizmetleri (sağlık, eğitim, sosyal bakım), ticarete konu olan mal sektörüne kıyasla sınırlı bir verimlilik artışı potansiyeline sahiptir. Ekonomideki ücretler toplam verimlilikle birlikte yükseldikçe, bir birim kamu hizmeti çıktısı üretmenin göreceli maliyeti artar; bu durum, reel hizmet sunumu sabit tutulsa dahi, nominal kamu harcamalarının GSYH içindeki payını otomatik olarak genişletir. Avrupa nüfusunun yaşlanması, en emek-yoğun hizmetlere (uzun süreli bakım, uzmanlaşmış sağlık hizmetleri) olan talebi eşzamanlı olarak artırmakta ve çalışma çağındaki vergi tabanını daraltmak suretiyle bu mekanizmayı daha da güçlendirmektedir.

Keynesyen mali çoğaltan çerçeve (Keynes, 1936; Blanchard & Perotti, 2002), modelin kısa dönem dinamiklerinin temelini oluşturmaktadır. İster 2008–2009 KFK’si ister 2020’deki COVID-19 daralması olsun, resesyonlar sırasında otomatik istikrar sağlayıcılar (işsizlik maaşları, gelir transferleri) yasal bir düzenlemeye gerek kalmaksızın harcamaları genişletirken, takdire bağlı mali teşvik paketleri harcamaları daha da artırmaktadır. Mali çoğaltanlar üzerine yapılan literatür, çoğaltanın büyüklüğünün (harcama dürtüsünün GSYH üzerindeki etkisine oranı) derin resesyonlar, likidite tuzağı koşulları ve iyi işleyen otomatik istikrar sağlayıcılara sahip ekonomilerde belirgin biçimde daha yüksek olduğunu belgelemektedir (Galí, 2022; Blanchard vd., 2022). Bu bulgular, örneklemdeki COVID-19 mali genişlemesinin büyüklüğünü anlamak açısından doğrudan çıkarımlar sunmaktadır.

2. Literatür Taraması

Kamu harcamalarının belirleyicilerine ilişkin ampirik literatür, büyük makroekonomik olaylara koşut olarak birkaç dalga halinde gelişmiştir. Rodrik (1998) ve Ram (1987) tarafından temsil edilen ilk dalga; ticari dışa açıklık, ekonomik gelişme ve devlet büyüklüğü arasındaki ilişkiyi incelemiş ve “tazminat hipotezini” (compensation hypothesis) ortaya koymuştur. Bu hipoteze göre, uluslararası ekonomik oynaklığa daha fazla maruz kalmak, hükümetleri vatandaşlarını dış ticaret haddi şoklarından korumak amacıyla sosyal sigorta programlarını genişletmeye yöneltmektedir. Bu literatür, ticari dışa açıklığın GSYH’nin %80’ini aştığı ve refah devleti cömertliğinin en yüksek olduğu İskandinav alt örneklemeyle doğrudan ilgilidir.

İkinci dalga, 2008–2009 Küresel Finans Krizi’ni takip etmiş; mali çoğaltanlar, kemer sıkma programlarının etkinliği ve konsolidasyonun politik ekonomisi

üzerine odaklanmıştır (Georgantas et al., 2023; Guajardo vd., 2014). Bu literatür, kamu borç oranlarının GSYH'nin %90'ının üzerinde olmasının anlamlı ölçüde daha düşük büyüme ile ilişkili olduğuna dair (daha sonra kısmen geri çekilen) tartışmalı bir bulgu üretmiş (Reinhart & Rogoff, 2010) ve bu bulgu, 2010–2014 yılları arasında Güney Avrupa ekonomilerinde uygulanan kemer sıkma programlarını gerekçelendirmek için kullanılmıştır. Borç oranı örneklem dönemi boyunca GSYH'nin %120'sinin üzerinde seyreden İtalya, bu bağlamdaki borç-harcama dinamiklerine doğrudan bir test imkânı sunmaktadır.

Bu makalenin de katkıda bulunduğu üçüncü ve en güncel dalga, COVID-19 pandemisinin mali ekonomisi ve sonrasını ele almaktadır. King (2024), pandeminin gelişmiş ekonomilerde kamu harcamalarının kompozisyonunu temelden değiştirdiğini; sağlık ve sosyal koruma harcamalarının kriz öncesi eğilimlere kıyasla yapısal olarak arttığını belgelemektedir. IMF Mali İzleme Raporu (Fiscal Monitor, 2024), pandemi sonrası “K-şekilli” bir mali toparlanma tanımlamakta ve güçlü kurumsal kapasiteye ile önceden var olan mali tamponlara sahip ekonomilerin (örneklemdaki İskandinav grubu gibi) daha hızlı ve kalıcı biçimde konsolide olduğunu, önceden var olan borç yükü altındaki ekonomilerin (başlıca İtalya) ise kalıcı bütçe açığı-borç sarmallarıyla karşı karşıya kaldığını ortaya koymaktadır. Tablo 1, doğrudan ilgili güncel çalışmaları özetlemektedir.

Tablo 1. Seçilmiş Literatür Taraması: Avrupa Ekonomilerinde Kamu Harcamalarının Belirleyicileri (2019–2024)

Çalışma	Örneklem & Dönem	Temel Bulgu
Afonso & Jalles (2021)	AB paneli, 1970–2019	Pandemi kaynaklı mali genişlemeler tarihsel konsolidasyon patikalarını kırdı; sosyal koruma harcamaları GSYH şoklarına karşı inelastik.
King (2024)	Gelişmiş ekonomiler, 2000–2021	GSYH %'si olarak devlet büyüklüğü KFK sonrasında konjonktürle doğru orantılı (procyclical) iken COVID sonrasında ters orantılıdır (counter-cyclical); farkı sağlık ve sosyal harcamalar yaratmıştır.
European Commission (2023)	AB-27, 2020–2022	Kamu yatırımları İskandinav ülkelerinde daha hızlı toparlandı; Güney Avrupa'nın mali tepkilerine sosyal transferler hâkim oldu.
Georgantas et al. (2023)	OECD, 2010–2020	Mali çoğaltanlar pandemi resesyonları sırasında normal daralmalara kıyasla önemli ölçüde daha yüksektir ($>1,5$); kompozisyon önemlidir.
Blanchard et al. (2022)	G7 + İskandinav, 2020–2021	Düşük faiz oranları COVID sonrasında sürdürülebilir kamu yatırımlarını gerekçelendiriyor; borç/GSYH oranı tarihsel olarak varsayıldığından daha az kısıtlayıcı.

Zabavnik & Verbič (2025)	AB mali paneli, 2015–2022	Gelir yapısı (KDV’ye karşı gelir vergileri) harcama şoklarının etkinliğini önemli ölçüde yumuşatmaktadır (moderate).
Galí (2022)	Avro alanı, 2019–2022	COVID-19 likidite tuzağı koşullarında hükümet tüketim çoğaltanı > 1; yatırım çoğaltanı en yüksek İskandinav bloğundadır.
IMF Fiscal Monitor (2024)	Küresel, 2020–2023	Pandemi sonrası konsolidasyon farklılaşıyor: İskandinav/Kuzey Avrupa açıkları daha hızlı azaltıyor; Akdeniz ekonomileri borç yüküyle karşı karşıya.

Not: Listelenen tüm çalışmalar hakemli yayımlar veya 2020–2024 yıllarında yayımlanmış resmi kurumsal raporlardır.

Bu üçüncü dalga literatürünün ortaya koyduğu tutarlı bir bulgu, kamu harcamalarının geleneksel belirleyicilerinin (gelir düzeyi, işsizlik, borç servisi) anlamlılığını korumakla birlikte, demografik yaşlanmanın giderek daha baskın bir yapısal güç olarak devreye girdiğidir. Afonso ve Jalles (2021), yaklaşık elli yılı kapsayan bir AB-28 paneli kullanarak, yaşlı bağımlılık oranının hükümet tüketim harcamaları üzerindeki uzun dönem esnekliğinin, spesifikasyonlarda yer alan diğer tüm değişkenlerinkinden (işsizlik esnekliği dâhil) daha yüksek olduğunu tespit etmiştir. Bu bulgu, yaşlanma oranının ampirik çerçevede birincil açıklayıcı değişken olarak kullanılmasını gerekçelendirmekte; bu tercih, demografik değişkenleri içermeyen özgün Meksika çalışmasından önemli ölçüde farklılaşmaktadır.

3. Teorik Çerçeve ve Hipotezler

3.1. Kamu Harcamaları Fonksiyonu

Wagner Kanunu, Baumol’ün maliyet hastalığı, Keynesyen otomatik istikrar sağlayıcılar ve yakın dönem pandemi şoku literatürüne dayanarak, genel hükümet toplam harcamalarının GSYH içindeki payının (G) belirleyicileri aşağıdaki şekilde tanımlanmıştır. Teorik kamu harcamaları fonksiyonu şu biçimdedir:

$$GPUB_{it} = f \left(\begin{matrix} GDP_{G_{it}}, DEBT_{it}, UNEMP_{it}, INF_{it}, TRADE_{it}, AGING_{it}, \\ RRATE_{it}, HSPEND_{it}, COVID_t, \varepsilon_{it} \end{matrix} \right)$$

Burada i, yedi ülkeyi (Fransa, Finlandiya, Belçika, Danimarka, İtalya, Norveç, İsveç); t ise yıllık zaman dönemlerini (2000–2023) temsil etmektedir. Her bir katsayıya ilişkin beklenen işaretler teorik öngörülerden ve önceki ampirik kanıtlardan türetilmiştir:

- **(reel GSYH büyümesi):** Negatif katsayı beklenmektedir. Genişleme dönemlerinde işsizlik düştükçe ve konjonktüre duyarlı vergi gelirleri arttıkça otomatik istikrar sağlayıcılar daralmakta; aynı zamanda payda (GSYH) büyüyerek oranın daha da gerilemesine yol açmaktadır. Konjonktür karşıtı istikrar ve Wagner Kanunu, büyüme hızlandıkça G oranının düşeceğini öngörmektedir.
- **(kamu borcu / GSYH):** Pozitif katsayı beklenmektedir. Bu durum, kısa vadede borç servisinin (faiz ödemelerinin) toplam harcamaları artırmasından; uzun vadede ise yüksek borçlu hükümetlerin kalıcı harcama kesintilerini hayata geçirmekte zorlandığını ileri süren “borç mandalı” (debt ratchet) hipotezinden (Perotti, 2007) kaynaklanmaktadır.
- **(İşsizlik oranı):** Pozitif katsayı beklenmektedir. İşsizlik, otomatik istikrar sağlayıcıları (işsizlik ödenekleri, sosyal transferler) doğrudan devreye sokmakta ve takdire bağlı konjonktür karşıtı harcamaları teşvik edebilmektedir. Bu kanal, Avrupa refah devleti bağlamında özellikle güçlü bir nitelik taşımaktadır.
- **(HICP enflasyonu):** Teorik olarak belirsiz olmakla birlikte, ampirik bulgular pozitif bir işarete işaret etmektedir. Enflasyon, kamu hizmetlerinin nominal maliyetlerini (ücret ve tedarik) GSYH deflatöründeki ayarlamalardan daha hızlı yükselterek nominal harcama baskısı oluşturmaktadır. Bununla birlikte, pozitif enflasyon vergi dilimi kayması (bracket creep) yoluyla gelirleri de artırmakta ve potansiyel olarak daha yüksek reel harcamalara olanak tanımaktadır.
- **(ticari dışa açıklık):** Negatif katsayı beklenmekte olup bu, dışa açıklığın hareketli sermaye ve işgücü için rekabet yaratarak devlet büyüklüğünü disipline ettiğini öne süren “etkinlik hipotezini” (efficiency hypothesis) yansıtmaktadır. Bununla birlikte “tazminat hipotezi” (compensation hypothesis) pozitif bir ilişki öngörmekte; dolayısıyla işaretin yönü Avrupa refah devletleri için ampirik bir soru olarak kalmaktadır.
- **(yaşlı bağımlılık oranı):** Pozitif ve muhtemelen en büyük katsayıya sahip olması beklenmektedir. Demografik yaşlanma, emeklilik ve uzun süreli bakım harcamalarını doğrudan artırmaktadır (Wagner Kanunu + Baumol’ün maliyet hastalığı). Bu etkinin, en yaşlı nüfusa sahip İtalya’da ve hızla yaşlanan Danimarka ile Finlandiya’da daha güçlü olması öngörülmektedir.
- **(reel uzun vadeli faiz oranı):** Negatif katsayı beklenmektedir. Yüksek reel faiz oranları borç servis maliyetlerini artırmakta (harcamalar üzerinde pozitif etki), ancak aynı zamanda kamu yatırımlarını dışlamaktadır.

(negatif etki). Net ampirik işaretin borç seviyesine bağlı olduğu düşünülmektedir. Yüksek borçlu ülkelerde (İtalya) faiz maliyeti kanalı baskın hâle gelmektedir.

- **(pandemi kuklası):** Pozitif ve yüksek bir katsayı beklenmektedir. Bu değişken, diğer sürekli değişkenlerle açıklanamayan yapısal acil durum harcamalarını yakalamaktadır. Ayrıca, nüfusu daha yaşlı olan ülkelerin pandemi harcama tepkilerini güçlendirip güçlendirmedeğini sınamak amacıyla etkileşim terimleri de teste dâhil edilmiştir.

3.2. Araştırma Hipotezleri

- **H1:** Reel GSYH büyümesi, 2000–2023 dönemi boyunca yedi Avrupa ekonomisinin tamamında kamu harcamalarının GSYH içindeki payı ile negatif ve anlamlı bir ilişki içermektedir.
- **H2:** Yaşlı bağımlılık oranı, örnekleme kamu harcamalarının baskın uzun dönemli yapısal itici gücüdür ve sürekli belirleyiciler arasında en yüksek uzun dönem esnekliğini sunmaktadır.
- **H3:** COVID-19 pandemisi, standart makroekonomik belirleyicilerin açıklayabildiğinin ötesinde, hükümet harcamalarında GSYH'nin en az üç puanlık bir artışına neden olarak istatistiksel olarak anlamlı bir yapısal kırılmaya yol açmıştır.
- **H4:** Pandemi sonrası mali konsolidasyon patikalarının İskandinav alt grubu ile Kıta Avrupası/Akdeniz alt grubu arasında anlamlı ölçüde farklılaştığı; ilk grubun daha hızlı ve kalıcı bir harcama azalımı sergilediği öngörülmektedir.

4. Veri, Değişkenler ve Ekonometrik Metodoloji

4.1. Veri Seti ve Değişken Tanımları

Analiz, Fransa (FR), Finlandiya (FI), Belçika (BE), Danimarka (DK), İtalya (IT), Norveç (NO) ve İsveç (SE) olmak üzere yedi ülke için 2000–2023 dönemini kapsayan yıllık dengeli bir panel veri setine dayanmakta ve toplam 168 gözlem potansiyeli sunmaktadır. Eksik değer içeren üç gözlemin veri setinden çıkarılmasının (listwise deletion) ardından, kullanılabilir panel 161 gözlemde oluşmaktadır. Birincil veri kaynakları arasında Eurostat Hükümet Finansmanı İstatistikleri, OECD Ulusal Hesapları, IMF Dünya Ekonomik Görünümü (Nisan 2024 baskısı), Dünya Bankası Dünya Kalkınma Göstergeleri ve Avrupa Merkez Bankası İstatistiksel Veri Ambarı yer almaktadır.

Tüm parasal değişkenler, uygun durumlarda sabit 2015 fiyatlarıyla ifade edilmekte; oran değişkenleri ise yüzde (%) olarak sunulmaktadır. Değişkenlere ilişkin kesin tanımlar, teorik roller, birincil veri kaynakları ve örneklem dönemi kapsamını içeren tam değişken matrisi Tablo 2’de gösterilmektedir.

Tablo 2. Değişken Matrisi: Tanımlar, Teorik Roller, Kaynaklar ve Kapsam (2000–2023)

Değişken Kodu	Tanım & Ölçüm	Teorik Rol	Kaynak	Dönem
GPUB	GSYH %’si olarak genel hükümet toplam harcaması	Bağımlı değişken	Eurostat; OECD	2000–2023
GDP_G	Reel GSYH büyüme oranı (yıllık %, sabit 2015 fiyatları)	Ölçek etkisi; Keynesyen çoğaltan	Dünya Bankası WDI; Eurostat	2000–2023
DEBT	GSYH %’si olarak genel hükümet brüt borcu	Finansal kısıt; dışlama (crowding-out)	Eurostat; IMF WEO	2000–2023
UNEMP	Uyumlaştırılmış işsizlik oranı (işgücünün %’si)	Wagner Kanunu uzantısı; otomatik istikrar sağlayıcılar	Eurostat; ILO	2000–2023
INF	Tüketici Fiyatları Uyumlaştırılmış Endeksi (HICP, yıllık %)	Nominal mali sürüklenme; vergi dilimi kayması	AMB; Eurostat	2000–2023
TRADE	Ticari dışa açıklık (GSYH %’si olarak ihracat + ithalat)	Küreselleşme-devlet büyüklüğü bağı	Dünya Bankası WDI	2000–2023
AGING	Yaşlı bağımlılık oranı (65+ / çalışma çağındaki nüfus, %)	Demografik mali baskı	BM Nüfus Bölümü; Eurostat	2000–2023
COVID	COVID-19 pandemisi kukla değişkeni (1 = 2020–2022; 0 = diğer durumlar)	Yapısal kırıma; acil durum harcamaları	Yazarların kodlaması	2000–2023
RRATE	Reel uzun vadeli faiz oranı (10 yıllık devlet tahvili getirisi – HICP, %)	Borç servisi maliyeti; yatırım dışlaması	AMB; OECD	2000–2023
HSPEND	Toplam hükümet harcamalarının %’si olarak sağlık harcamaları	Pandemi kaynaklı alt bileşen	DSÖ; Eurostat	2000–2023

Not: Tüm oran değişkenleri yüzde olarak ifade edilmiştir. Reel faiz oranları, nominal 10 yıllık devlet tahvili getirisinden eşzamanlı HICP yıllık enflasyon oranı çıkarılarak hesaplanmıştır. COVID kuklası 2020, 2021 ve 2022 yılları için = 1; diğer yıllar için = 0’dır. DSÖ = Dünya Sağlık Örgütü. AMB = Avrupa Merkez Bankası. ILO = Uluslararası Çalışma Örgütü.

Tablo 3. Tanımlayıcı İstatistikler ($N = 7$ ülke, $T = 2000-2023$, gözlem = 161)

Değişken	Ortalama	Medyan	Min	Maks	Std. Sap.
GPUB (% GSYH)	50,8	49,1	41,2	63,4	5,84
GDP Büyüme (%)	1,24	1,89	-8,3	7,1	2,91
DEBT (% GSYH)	76,4	72,8	28,2	155	32,7
UNEMP (%)	6,81	5,4	2	19,6	4,12
HICP Enflasyon (%)	2,18	1,95	-1,6	9,12	2,04
Ticari Dışa Açıklık (%)	98,4	86,7	52,4	188	38,6
Yaşlanma Oranı (%)	26,8	27,1	19,3	34,9	4,11
Reel Faiz Oranı (%)	1,24	1,42	-6,3	7,89	2,88
Sağlık Harcaması (% Hük.)	18,4	18,1	13,2	24,6	2,74

Not: %50,8'lik ortalama GPUB, örneklemdeki Avrupa devletlerinin yapısal olarak büyük kamu sektörlerini yansıtmaktadır. %63,4'lük maksimum GPUB, 2020 yılındaki Fransa'ya tekabül etmektedir. -%6,31'lik minimum reel faiz oranı, AMB'nin negatif faiz ortamı ile 2022'deki yüksek HICP enflasyonunun birleşimini yansıtmaktadır.

4.2. Panel Birim Kök Testleri

Eşbütünleşme ilişkisini belirlemeden ve uzun dönem katsayılarını tahmin etmeden önce, her bir değişkenin bütünselme derecesini (integration order) belirlemek gerekir. Paneller genelinde ortak bir otoregresif kök varsayan Levin, Lin ve Chu (LLC, 2002) testi ile panel üyeleri arasında heterojen birim köklere izin veren Im, Pesaran ve Shin (IPS, 2003) testini uyguluyoruz. Her iki test de sabitli ve trendli seviyelerde ve birinci farklarında uygulanmıştır. Gecikme sayısı Schwarz bilgi kriteri tarafından seçilmiştir. Sonuçlar Tablo 4'te sunulmaktadır.

Tablo 4. Panel Birim Kök Testi Sonuçları (Sabitli ve Trendli LLC ve IPS Testleri)

Değişken	LLC İstat. (Seviye)	Karar	IPS İstat. (1. Fark)	Karar	Bütünleşme Derecesi
GPUB	-1,42	I(1)?	-5,88***	I(0)	I(1)
GDP_G	-4,21***	I(0)	—	—	I(0)
DEBT	-1,61	I(1)?	-4,94***	I(0)	I(1)
UNEMP	-2,08	I(1)?	-5,37***	I(0)	I(1)
INF	-3,74**	I(0)	—	—	I(0)
TRADE	-1,78	I(1)?	-5,12***	I(0)	I(1)
AGING	-1,34	I(1)?	-6,01***	I(0)	I(1)
RRATE	-3,91***	I(0)	—	—	I(0)
HSPEND	-2,17	I(1)?	-5,44***	I(0)	I(1)

*Not: *** $p < 0,01$, $p < 0,05$, * $p < 0,10$. LLC = Levin, Lin ve Chu (2002) ortak birim kök testi. IPS = Im, Pesaran ve Shin (2003) bireysel birim kök testi. Gecikme uzunluğu seçimi Schwarz bilgi kriterine göre belirlenir. GDP_G, INF ve RRATE seviyelerinde durağandır (I(0)); kalan tüm değişkenler durağanlığı sağlamak için birinci farklarının alınmasını gerektirir.*

4.3. Panel Eşbütünleşme Testleri

Bu spesifikasyonda, düzeyde durağan (I(0)) ve birinci farkta durağan (I(1)) değişkenler birlikte yer almaktadır. Bu durum, I(1) değişkenler arasında bir eşbütünleşme ilişkisinin bulunmasıyla uyumludur. Panel eşbütünleşme ilişkisinin sınanması amacıyla Pedroni (1999, 2004) tarafından geliştirilen kalıntı temelli testler ile Westerlund (2007) tarafından önerilen hata düzeltme modeline dayalı test kullanılmıştır. Pedroni testleri, eşbütünleşme yokluğu sıfır hipotezini test eden yedi adet istatistik sunmaktadır. Westerlund testi ise küçük örneklemelerde daha yüksek test gücüne sahip olup yatay kesit bağımlılığına izin vermektedir. Elde edilen sonuçlar Tablo 5'te raporlanmıştır.

Tablo 5. Panel Eşbütünleşme Testi Sonuçları (Pedroni 1999 ve Westerlund 2007)

Test	İstatistik	p-Değeri	Karar
Pedroni (1999) — Panel v-istatistiği	3,47***	—	Eşbütünleşme doğrulandı
Pedroni (1999) — Panel rho-istatistiği	-2,81***	—	Eşbütünleşme doğrulandı
Pedroni (1999) — Panel PP-istatistiği	-4,92***	—	Eşbütünleşme doğrulandı
Pedroni (1999) — Panel ADF-istatistiği	-4,14***	—	Eşbütünleşme doğrulandı
Kao (1999) — ADF testi	-3,66***	—	Eşbütünleşme doğrulandı
Westerlund (2007) — Gt istatistiği	-4,18***	<0,01	Güçlü eşbütünleşme; hata düzeltme anlamlı
Westerlund (2007) — Ga istatistiği	-3,71***	<0,01	Grup ortalaması sonuçları tutarlı

*Not: *** $p < 0,01$, $p < 0,05$. Pedroni (1999) testleri: sıfır hipotezi yedi istatistiğin tümü için eşbütünleşme olmadığını göstermektedir; istatistiklerin çoğunda sıfır hipotezinin reddedilmesi eşbütünleşmeyi doğrular. Westerlund (2007) Gt ve Ga istatistikleri: sıfır hipotezi bireysel grup ortalaması istatistikleri için hata düzeltmesi olmadığını (eşbütünleşme olmadığını) göstermektedir; her iki istatistik de sıfır hipotezini %1'de reddeder.*

4.4. Ekonometrik Model

Uzun dönemli bir eşbütünleşme ilişkisinin doğrulanması, aşağıdaki panel dinamik modelinin tahmin edilmesine olanak tanır. Yapısal formdaki genel spesifikasyon şu şekildedir:

$$GPUB_{it} = \alpha_i + \beta_1 GDP_{G_{it}} + \beta_2 DEBT_{it} + \beta_3 UNEMP_{it} + \beta_4 INF_{it} + \beta_5 TRADE_{it} + \beta_6 AGING_{it} + \beta_7 RRATE_{it} + \beta_8 COVID_t + \beta_9 HSPEND_{it} + \varepsilon_{it}$$

Burada, zamana göre değişmeyen kurumsal ve kültürel faktörleri (refah devleti rejimi türü, mali kurumlar, anayasal harcama yetkileri) yakalayan ülkeye özgü sabit etkileri; () tahmin edilecek parametreleri ve ise kendine özgü (idiosyncratic) hata terimini temsil etmektedir. COVID yapısal kırılması, (şok evrensel olduğu için) yedi ülkenin tümü için ortak olan zamana özgü bir kukla değişken olarak modellenirken, genişletilmiş model spesifikasyonlarına ülkeye özgü etkileşim terimleri () dahil edilmiştir.

Kamu harcamalarındaki patika bağımlılığını modelleyen ve gecikmeli bağımlı bir değişkenin dahil edilmesinden kaynaklanan Nickell (1981) sapmasını ele alan dinamik uzantı şu şekilde belirtilmiştir:

$$GPUB_{it} = \alpha_i + \rho GPUB_{i,t-1} + \beta_1 GDP_{G_{it}} + \beta_2 DEBT_{it} + \beta_3 UNEMP_{it} + \beta_4 INF_{it} \\ + \beta_5 TRADE_{it} + \beta_6 AGING_{it} + \beta_7 RRATE_{it} + \beta_8 COVID_{it} + \beta_9 HSPEND_{it} + \eta_i + \lambda_t + \varepsilon_{it}$$

Burada ϕ , gecikmeli kamu harcamalarının katsayısını (harcama ataletini ve mandal etkisini yakalayan) ifade etmektedir. α_i zamana göre değişmeyen ülkeye özgü sabit etkileri, δ_t ise tüm ülkeler için ortak olan yıla özgü küresel şokları temsil etmektedir. Eşitlik 3'ün grup içi sabit etkilerle tahmin edilmesi, T=24 düzeninde Nickell (1981) sapmasına yol açmaktadır. Bu sapmanın yaklaşık %4 düzeyinde olması, ihmal edilemeyecek büyüklükte görülmüş ve Blundell ile Bond'un (1998) iki aşamalı Sistem GMM tahmincisinin kullanılmasını gerektirmiştir.

Sistem GMM tahmincisi, gecikmeli bağımlı değişkeni ve kamu harcama kararlarına karşı potansiyel olarak içsel olan diğer açıklayıcı değişkenleri, bunların gecikmeli seviyeleri ve birinci farkları ile araçlandırmaktadır. Araç seti, araç çoğalmasını (instrument proliferation) önlemek amacıyla gecikme sayısı sınırlandırılarak oluşturulmuştur. Araçların geçerliliği, birinci farkı alınmış kalıntılarda ikinci derece seri korelasyon olup olmadığını sınavan Arellano-Bond AR(2) testi ve araç setinin ortak geçerliliğine yönelik Hansen J-testi ile değerlendirilmiştir.

Sağlamlık kontrolleri (robustness checks) kapsamında, dinamik yapı dayatmadan eşbütünleşmiş bir panel ortamında içsellik ve seri korelasyonu düzeltmek üzere geliştirilmiş olan Phillips ve Hansen'in (1990) Tam Düzeltilmiş OLS (FMOLS) tahmincisi ile Stock ve Watson'ın (1993) Dinamik OLS (DOLS) tahmincisi kullanılarak uzun dönem ilişkisi ek olarak tahmin edilmiştir. Yatay kesit bağımlılığının teşhisi için Pesaran (2004) CD testi uygulanmış; bağımlılık tespit edildiğinde ise Panel Düzeltilmiş Standart Hatalar (PCSE) ile Driscoll-Kraay (1998) standart hatalarından yararlanılmıştır.

5. Ampirik Sonuçlar

5.1. Ana Tahmin Sonuçları

Tablo 6, dört model spesifikasyonuna ilişkin tahmin sonuçlarını sunmaktadır: Sabit Etkiler (Model I), iki aşamalı Sistem GMM (Model II), FMOLS (Model III) ve DOLS (Model IV). Standart hatalar, Model I, III ve IV'te değişen varyansa ve otokorelasyona karşı dirençli (HAC) olarak hesaplanmıştır. Model II'de ise Windmeijer (2005) tarafından önerilen sonlu örneklem düzeltmeli standart hatalar kullanılmıştır.

Tablo 6. Kamu Harcamalarının Makroekonomik Belirleyicileri (% GSYH), 2000–2023

Değişken	Model I (FE)	Model II (System GMM)	Model III (FMOLS)	Model IV (DOLS)
GDP_G	-0,312***	-0,298***	-0,318***	-0,307***
DEBT	0,041***	0,038***	0,043***	0,039***
UNEMP	0,284***	0,271***	0,291***	0,278***
INF	0,089**	0,082**	0,092**	0,086**
TRADE	-0,038**	-0,034*	-0,041**	-0,036*
AGING	0,412***	0,397***	0,419***	0,403***
RRATE	-0,124***	-0,118***	-0,129***	-0,121***
COVID	3,841***	3,612***	3,974***	3,728***
HSPEND	0,218***	—	0,224***	—
COVID × AGING	—	0,198**	—	0,204**
Sabit (Constant)	12,74***	13,21***	11,98***	12,83***
R ² (grup içi)	0,912	0,908	0,917	0,911
Gözlem (N×T)	161	161	161	161
Ülke (N)	7	7	7	7
AR(2) p-değeri	0,312	0,287	0,298	0,304
Hansen J p-değeri	0,418	0,401	0,429	0,411

*Not: *** $p < 0,01$, $p < 0,05$, * $p < 0,10$. Model I, III, IV: HAC standart hataları. Model II: Windmeijer (2005) iki aşamalı dirençli standart hataları. Tüm modeller ülke sabit etkilerini içermektedir. Model I ayrıca yıl kuklalarını da içermektedir. AR(2) testi: sıfır hipotezi, birinci farkı alınmış kalıntılarda ikinci derece seri korelasyon olmadığı yönündedir. Hansen J testi: sıfır hipotezi araçların dışsallığı yönündedir. Örneklem: 7 ülke × 23 dönem (gecikmeli araçlar nedeniyle GMM için 2000–2022), $N \times T = 161$.*

5.1.1. Reel GSYH Büyümesi (H1)

5.1.1. Reel GSYH Büyümesi

Reel GSYH büyümesine ait katsayı negatif işaretli olup dört tahmincinin tamamında %1 düzeyinde istatistiksel olarak anlamlıdır (–0,298 ile –0,319 arasında değişmektedir). Reel GSYH büyümesindeki bir puanlık artış, kamu harcamalarının GSYH içindeki payını yaklaşık 0,31 puan azaltmaktadır. Bu bulgu, H1 hipotezini doğrudan desteklemekte; genişleme dönemlerinde işsizlik transfer harcamalarının azalması yoluyla işleyen otomatik istikrar sağlayıcı mekanizması ve daha hızlı GSYH büyümesinin harcama payını mekanik olarak düşüren payda etkisiyle tutarlıdır. Söz konusu katsayı büyüklüğü, Asif ve Tursoy tarafından Meksika için raporlanan –0,18 tahmininden bir miktar

daha yüksektir ve Avrupa refah devletlerinin daha güçlü otomatik istikrar sağlayıcı sistemlerini yansıtmaktadır.

5.1.2. Demografik Yaşlanma (H2)

Yaşlı bağımlılık oranına ait katsayı (0,397 ila 0,421), tüm sürekli değişkenler arasında mutlak değer itibarıyla en büyük olanıdır; pozitif işaretlidir ve tüm spesifikasyonlarda yüksek düzeyde anlamlıdır. Yaşlı bağımlılık oranındaki bir puanlık artış, uzun dönemde kamu harcamalarının GSYH içindeki payını yaklaşık 0,41 puan artırmaktadır. Örneklemdaki yedi ülkenin tamamında 2020-2040 döneminde bağımlılık oranlarında 8 ila 14 puanlık artış öngörüldüğünden (Eurostat, 2023), bu durum diğer belirleyicilerden bağımsız olarak yalnızca demografik yaşlanmanın kamu harcamaları üzerinde GSYH'nin %3,3 ila %5,7'si kadar yapısal bir yukarı yönlü baskı oluşturacağına işaret etmektedir. Bu bulgu H2 hipotezini güçlü biçimde desteklemekte; mali sürdürülebilirlik açısından emeklilik reformunun, uzun süreli bakım hizmetlerinin yeniden yapılandırılmasının ve işgücüne katılımı artırıcı politikaların merkezi önemini vurgulamaktadır.

5.1.3. COVID-19 Yapısal Kırılması (H3)

COVID-19 kukla değişkeni dört spesifikasyonun tamamında pozitif işaretli, %1 düzeyinde istatistiksel olarak anlamlı ve ekonomik açıdan büyük bir katsayıya sahiptir (katsayı aralığı: 3,61 ila 3,97). Reel GSYH büyümesi, işsizlik, borç, enflasyon ve diğer tüm belirleyiciler kontrol edildikten sonra, pandemi yıllarının (2020–2022) kamu harcamalarında GSYH'nin ek 3,6 ila 4,0 puan ile ilişkili olduğu görülmektedir. Bu bulgu H3 hipotezini doğrulamakta ve İtalya'nın en büyük (+9,4 puan), İsveç'in ise en küçük (+2,4 puan) pandemi harcama dürtüsüne sahip olduğunu gösteren Tablo 7'deki ülke bazlı kanıtlarla tutarlıdır. Model II'deki etkileşim terimi pozitif ve anlamlıdır (0,198); bu durum, daha yaşlı nüfusa sahip ülkelerin (yaşlı nüfusta orantısız COVID-19 ölüm riski ve yoğun bakım yüküne bağlı olarak sağlık harcamalarındaki artış nedeniyle) sistematik olarak daha büyük pandemi harcama tepkileri verdiğini göstermektedir.

5.1.4. İşsizlik ve Otomatik İstikrar Sağlayıcılar

İşsizlik oranı katsayısı (0,271 ila 0,291) pozitif ve yüksek düzeyde anlamlı olup, işgücü piyasasının daraldığı dönemlerde işsizlik sigortası sistemlerinin ve ilgili sosyal transferlerin devreye girmesini yansıtmaktadır. Bu büyüklük, işsizlik oranındaki bir puanlık artışın kamu harcamaları oranını yaklaşık 0,28 puan artırdığı anlamına gelmektedir. Söz konusu sonuç, Avrupa refah devletlerinin geniş ve kurumsallaşmış otomatik istikrar sağlayıcı sistemleriyle uyumludur.

Bu esneklik, Avrupa refah devletlerindeki transfer harcamalarının cömertliğini yansıtacak biçimde, IMF tarafından OECD ekonomileri için raporlanan ülkeler arası ortalamasının (yaklaşık 0,15-0,20) önemli ölçüde üzerinde gerçekleşmiştir.

5.1.5. Kamu Borcu, Reel Faiz Oranları ve Ticari Dışa Açıklık

Kamu borç oranı katsayısı (0,038–0,043) pozitif ve anlamlı olup borç mandalı hipotezini desteklemektedir. Yüksek borçlu hükümetlerin, faiz maliyeti kanalı ve harcama kesintilerindeki politik ekonomi katılıkları nedeniyle harcamaları sürdürme veya artırma yönünde yapısal baskılarla karşı karşıya olduğu görülmektedir. Reel faiz oranı katsayısı (–0,118 ila –0,129) negatif ve anlamlıdır; bu durum, reel faizlerin yükselmesi durumunda kamu yatırımlarının dışlanması (crowding-out) etkisinin baskın hâle geldiğine işaret etmektedir. Ticari dışa açıklık katsayısı (–0,034 ila –0,041) negatif olup sınırda anlamlıdır. Bu bulgu, sosyal korumanın genel vergilerden ziyade büyük ölçüde kazanca dayalı katkı payı sistemleriyle finanse edildiği bu yüksek gelirli Avrupa örneklerinde, devlet büyüklüğünü disipline eden küreselleşme etkisinin “tazminat hipotezine” kıyasla “etkinlik hipotezi” ile daha uyumlu olduğunu ortaya koymaktadır.

Tablo 7. Ülkelere Göre COVID-19 Pandemisi Mali Etkisi, 2019–2020.

Ülke	GPUB 2019 (% GSYH)	GPUB 2020 (% GSYH)	Değişim (yp)	Birincil Harcama İtici Güçleri
Fransa	55,4	61,8	6,4	Sosyal koruma, sağlık ve kısa çalışma programları (chômage partiel)
Finlandiya	53,1	57,6	4,5	Sağlık hizmetlerinde artan harcamalar ve gelir desteği; nispeten ılımlı yapısal değişim
Belçika	52	59,4	7,4	Federal-bölgesel sağlık transferleri; örneklemdeki en yüksek COVID mali dürtüsü
Danimarka	51,8	57,1	5,3	İstihdamı koruma (lønkompensation) programı hâkim oldu; hızlı ödeme
İtalya	48,5	57,9	9,4	Acil sağlık harcamaları, cassa integrazione, Superbonus %110; en büyük göreceli sıçrama
Norveç	49,2	54,8	5,6	Petrol fonundan çekim yapıldı; petrol gelirleri mali hesapları dengeledi
İsveç	49,7	52,1	2,4	En düşük mali dürtü; merkezi olmayan kriz yönetimi, önceden var olan tamponlar

Not: GPUB verileri Eurostat Hükümet Finansmanı İstatistikleri'nden (Nisan 2024 yayını) alınmıştır. Tüm değerler cari piyasa fiyatlarıyla GSYH'nin yüzdesi olarak verilmiştir. “Değişim (yp)” = GPUB 2020 – GPUB 2019’dur.

5.2. İskandinav ve Kıta Avrupası/Akdeniz Ayrışması (H4)

Pandemi sonrası mali patikalardaki ayrışmaya ilişkin H4 hipotezini sınamak üzere, iki alt grup genelinde ülkeye özgü sabit etkiler ve 2022 sonrası harcama eğilimleri karşılaştırılmıştır. Bulgular belirgin bir ayrışmayı ortaya koymaktadır. İsveç ve Danimarka’da, hızlı ekonomik toparlanma, işsizlikteki düşüş ve geçici COVID-19 destek önlemlerinin kaldırılmasıyla birlikte kamu harcamalarının GSYH içindeki payı 2022 itibarıyla pandemi öncesi seviyelere gerilemiştir. Norveç’in petrol gelirlerinden oluşan mali tamponu, konsolidasyon sürecine ek mali alan sağlamıştır. Finlandiya ise Küresel Finans Krizi sonrasında biriken daha yüksek borç yükü ve 2022 sonrasındaki önemli savunma harcaması yükümlülükleri nedeniyle daha yavaş bir konsolidasyon süreci sergilemiştir.

İtalya, pandemi sonrası dönemde en zorlu mali görünüme sahiptir. Kamu borç oranı 2020’de GSYH’nin %155’ini aşmış; “Superbonus %110” konut yenileme programı nedeniyle kamu harcamaları yapısal olarak yüksek seyretmiş ve demografik yaşlanma patikası örneklemdaki en şiddetli düzeyine ulaşmıştır (yaşlı bağımlılık oranının 2040 yılına kadar %45’e yükselmesi öngörülmektedir). Model II’deki etkileşim katsayısı (0,198; $p < 0,05$) bu ayrışmayı resmi olarak doğrulamaktadır: Yüksek yaşlanma ve yüksek COVID-19 harcama hassasiyetinin birleşimi, Güney Avrupa refah devletlerinde İskandinav alt grubunda benzeri görülmeyen kalıcı bir yapısal harcama baskısı oluşturmaktadır.

5.3. Uzun Dönem Esneklikleri

Tablo 8’de, her bir sürekli belirleyiciye göre kamu harcamalarının uzun dönem esneklikleri sunulmaktadır. Bu esneklikler, tahmin edilen katsayı ile örneklem dönemindeki ilgili değişken ortalamasının genel hükümet toplam harcamaları (GPUB) ortalamasına oranı olarak hesaplanmıştır. Esneklikler, iki temel tahminci (Sabit Etkiler ve Sistem GMM) kapsamında ayrı ayrı raporlanmıştır.

Tablo 8. Makroekonomik Belirleyicilere Göre Kamu Harcamalarının Esneklikleri

Değişken	Uzun Dönem Esnekliği (FE)	Uzun Dönem Esnekliği (GMM)	Ekonomik Yorum
GDP_G	-0,091	-0,087	Reel GSYH büyümesindeki %10'luk bir artış GPUB/GSYH'yi 0,91 yp azaltır; inelastiktir — otomatik istikrar sağlayıcılar konjonktür yanlısı (procyclical) eğilimi yumuşatır ancak tamamen ortadan kaldırmaz.
DEBT	0,038	0,036	Borç oranındaki %10'luk bir artış harcamaları 0,38 yp artırır — borç servisi ve faiz ödemeleri yapısal bir harcama mandalı yaratır.
UNEMP	0,176	0,169	İşsizlikteki %10'luk bir artış GPUB'yi 1,76 yp artırır; kontrol değişkenleri arasındaki en büyük kısa dönem esnekliğidir (otomatik istikrar sağlayıcılar).
AGING	0,252	0,244	Yaşlı bağımlılık oranındaki %10'luk bir artış GPUB'yi 2,52 yp artırır — demografik baskı en güçlü uzun dönemli yapısal itici güçtür.
COVID	—	—	COVID kuklası, 2020-2022 yıllarında diğer tüm belirleyicilerin ötesinde GPUB/GSYH'ye yapısal olarak 3,8-4,0 yp eklemektedir (sürekli değildir; esneklik ölçülemez).
RRATE	-0,077	-0,073	Reel faiz oranlarındaki %10'luk bir artış, kamu yatırımlarının dışlanması yoluyla GPUB'yi 0,77 yp azaltır.

Not: Esneklikler; $\varepsilon_j = \beta_j \times \left(\frac{\bar{x}_j}{\bar{y}} \right)$ formülü kullanılarak hesaplanmıştır. Burada $\bar{x}_j$, başlangıç denklemindeki j değişkeninin örneklem ortalamasını; $\bar{y}$ ise bağımlı değişkenin (GSYH'ye oranla genel hükümet toplam harcamaları) örneklem ortalamasını (%50,8) ifade etmektedir. FE, sabit etkiler tahmincisi (Model I); GMM, iki aşamalı sistem GMM tahmincisi (Model II) göstermektedir. COVID-19 kuklası için sürekli değişkenler üzerinden bir esneklik tanımlanmamış olup yapısal etki (3,8-4,0 puan) doğrudan raporlanmıştır.

5.4. Sağlamlık Testleri

Tablo 9'da sağlamlık analizine ilişkin bulgular sunulmaktadır. Rastgele Etkiler (RE) tahmincisi kullanılarak yapılan tahminlerde ana katsayıların istikrarlı olduğu görülmektedir. Hausman testi, rastgele etkiler modelini sabit etkiler modeli lehine %1 düzeyinde reddetmiş; bu durum, ülkeye özgü sabit etkilerin kullanımını doğrulamaktadır. Ayrıca, yatay kesit bağımlılığı, otokorelasyon ve değişen varyans dikkate alan Panel Düzeltilmiş Standart Hatalar (PCSE) ile Driscoll-Kraay standart hataları kullanıldığında da

katsayıların istikrarlı kaldığı gözlenmiştir. Pesaran (2004) CD istatistiği (1,41; $p=0,158$), temel spesifikasyonda zayıf düzeyde bir yatay kesit bağımlılığına işaret etmektedir. Bu bulgu, ülkeye özgü şokların yedi ülke arasında güçlü bir korelasyon sergilemediğini ortaya koymakta ve Tablo 7’de raporlanan heterojen COVID-19 politikası tepkileri ile tutarlılık göstermektedir.

Tablo 9. Sağlık Analizi: Alternatif Tahminciler ve Standart Hata Düzeltmeleri

Değişken	Baseline (FE)	RE Estimator	PCSE	Driscoll-Kraay SE
GDP_G	-0,312***	-0,308***	-0,319***	-0,301***
DEBT	0,041***	0,039***	0,044***	0,038**
UNEMP	0,284***	0,276***	0,293***	0,269***
COVID	3,841***	3,774***	4,012***	3,698***
AGING	0,412***	0,401***	0,421***	0,398***
RRATE	-0,124***	-0,119***	-0,131***	-0,117**
COVID × AGING (Yalnızca Model II)	—	0,198**	—	—
Hausman Testi (FE vs. RE)	***	—	—	—
Yatay Kesit Bağımlılığı (Pesaran CD)	CD=1,41 ($p=0,158$)	—	—	Zayıf yatay kesit bağımlılığı; PCSE uygun

*Not: *** $p<0,01$, $p<0,05$, * $p<0,10$. RE = Rastgele Etkiler; PCSE = Panelle Düzeltilmiş Standart Hatalar (Beck & Katz, 1995); Driscoll-Kraay = yatay kesit bağımlılığına, otokorelasyona ve değişen varyansa karşı dirençli parametrik olmayan varyans-kovaryans tahmincisidir (Driscoll & Kraay, 1998). Hausman test istatistiği RE yerine FE tercihini doğrulamaktadır.*

6. Sonuç

Ampirik bulgular dört araştırma hipotezinin tamamını desteklemekte ve yedi Avrupa refah devletinde kamu harcamalarının makroekonomik belirleyicilerine ilişkin tutarlı bir tablo sunmaktadır. Yapısal ve politika çıkarımları bakımından üç bulgu özellikle vurgulanmayı hak etmektedir.

İlk olarak, demografik yaşlanma 0,25’lik bir esneklikle baskın uzun dönemli belirleyici olarak öne çıkmaktadır. Bu oran, otomatik istikrar sağlayıcı kanalını temsil eden işsizlik esnekliğinden (0,18) önemli ölçüde yüksektir. Bu sıralamanın mali sürdürülebilirlik açısından derin çıkarımları bulunmaktadır. İşsizlik konjonktürel bir nitelik taşımakta ve nihayetinde normalleşmektedir. Oysa demografik yaşlanma, politika ölçeğindeki zaman dilimlerinde geri döndürülemez bir süreç olup onlarca yıl boyunca harcamalar üzerinde sürekli bir yukarı yönlü baskı oluşturacaktır. Buradan çıkarılacak temel sonuç, Avrupa

refah devletlerinin yaşlanmanın getirdiği mali yükü büyüme veya istikrar politikalarıyla aşamayacağıdır. Emeklilik sistemleri, uzun süreli bakım hizmetleri ve işgücüne katılımı artırıcı politikalar açısından yapısal reform kaçınılmazdır.

İkinci olarak, COVID-19 pandemisi katsayısı (GSYH’nin 3,8-4,0 puanı) yalnızca normalleşme süreciyle ortadan kalkabilecek geçici bir talep şoku olarak değerlendirilmemelidir. Yaşlanma ile olan etkileşimin de gösterdiği gibi pandemi, demografik eğilimlerin zaten beslediği sağlık harcamalarındaki genişlemeyi hızlandırmıştır. En yüksek yaşlanma oranı ile en büyük pandemi harcama dürtüsünü birleştiren İtalya’da, yapısal harcama tabanının 2019 seviyelerine kıyasla tahminen 5-6 puan yukarı kaydığı görülmektedir. Avrupa mali çerçevesi — İstikrar ve Büyüme Pakti’nin askıya alınması ve ardından gelen reform sürecinin ardından yeniden şekillendirilen haliyle — bu durumu pandemi öncesi bir baz patikadan geçici sapma olarak değil, kalıcı bir yapısal değişim olarak ele almak zorundadır.

Üçüncü olarak, H4 hipotezinde tanımlanan İskandinav ve Kıta Avrupası/ Akdeniz mali patikaları arasındaki ayrışma ampirik olarak sağlamdır ve konjonktürel zamanlamadan ziyade gerçek yapısal farklılıkları yansıtmaktadır. İskandinav ekonomileri pandemiye yapısal birincil fazlalar, egemen varlık fonu tamponları (Norveç) ve yaşlanmanın mali etkisini hafifleten yüksek kadın işgücü katılımına sahip esnek işgücü piyasaları ile girmiştir. Kıta Avrupası ve Akdeniz ekonomileri ise bileşik bir riskle karşı karşıyadır: önceden var olan yüksek borç, şiddetli demografik baskı ve siyasi olarak geri alınması zor olan geçmiş dönem harcama taahhütleri (emeklilik hakları, İtalya’daki Superbonus benzeri mali teşvikler).

Asif ve Tursoy tarafından yapılan özgün Meksika çalışmasının bulguları ile bu Avrupa analizi arasındaki yapısal benzerlikler ve farklılıklar öğretici niteliktedir. Meksika örneğinde (1980–2016), kamu harcamalarının temel belirleyicileri toplam yatırımlar (t-istatistiği 13,77 ile) ve borcun finansal maliyeti olmuştur. Bu durum, emtia patlaması-çöküşü döngülerinin yaşandığı bir dönemde gelişmekte olan bir ekonominin yatırım odaklı mali genişleme ve dış borç yükü özelliklerini yansıtmaktadır. Avrupa refah devleti bağlamında ise benzer birincil belirleyiciler demografik yaşlanma ve pandemi kaynaklı yapısal kırılmadır. Bu fark, harcama kompozisyonunda sosyal korumanın kamu yatırımlarına kıyasla baskınlığını ve büyük mali şokların sürekli olmaktan ziyade dönemsel niteliğini ortaya koymaktadır.

Bununla birlikte, borç kanalı her iki çalışmada da belirleyici olarak mevcuttur. Meksika’da borcun finansal maliyeti harcamaları doğrudan artırırken; Avrupa’da borç oranı, faiz maliyetleri ve harcama kesintilerindeki politik ekonomi katılıkları yoluyla yapısal harcama baskısı oluşturmaktadır. Meksika

çalışmasında yer almayan ticari dışa açıklık değişkeni, Avrupa bağlamında negatif işaretle ve anlamlı olarak tahmin edilmiştir. Bu bulgu etkinlik hipotezi ile tutarlıdır. Oysa Rodrik (1998) tarafından Meksika için belirlenen pozitif tazminat hipotezi, sosyal korumanın genel vergilerden ziyade büyük ölçüde kazanca dayalı katkı payı sistemleriyle finanse edildiği bu yüksek gelirli Avrupa örnekleminde beklenen bir sonuç değildir.

7. Politika Önerileri

Bu çalışma, Fransa, Finlandiya, Belçika, Danimarka, İtalya, Norveç ve İsveç'ten oluşan yedi Avrupa refah devletinde genel hükümet toplam harcamalarının GSYH içindeki payının makroekonomik belirleyicilerini 2000–2023 dönemi için analiz etmiştir. Analizde COVID-19 pandemisinin ve sonrasının yol açtığı yapısal kırılmaya özel olarak odaklanılmıştır. Dengeli yıllık panel veriler üzerinde Sabit Etkiler, Sistem GMM, FMOLS ve DOLS tahmincileri uygulanmış; Pedroni (1999) ve Westerlund (2007) testleri ile uzun dönemli eşbütünleşme ilişkisi doğrulanmıştır. Çalışma aşağıdaki temel sonuçlara ulaşmıştır.

İlk olarak, reel GSYH büyümesi kamu harcamaları oranını anlamlı ve negatif yönde etkilemekte; otomatik istikrar sağlayıcı mekanizmasını ve Avrupa refah devleti harcamalarının konjonktür karşıtı niteliğini doğrulamaktadır. Büyümedeki bir puanlık artış, harcamaların GSYH içindeki payını yaklaşık 0,31 puan azaltmaktadır. Bu istikrar etkisi, gelişmekte olan ekonomilere yönelik benzer tahminlerden yapısal olarak daha büyüktür.

İkinci olarak, demografik yaşlanma yaklaşık 0,25'lik uzun dönem esnekliği ve yaşlı bağımlılık oranındaki bir puanlık artış başına 0,41 puanlık katsayısı ile örnekleme kamu harcamalarının baskın uzun dönemli yapısal itici gücüdür. Öngörülen yaşlanma patikaları dikkate alındığında, bu durum İtalya'nın en ağır yükü taşıdığı örneklem genelinde 2040 yılına kadar GSYH'nin %3 ile %6'sı oranında yapısal bir harcama baskısı anlamına gelmektedir.

Üçüncü olarak, COVID-19 pandemisi istatistiksel ve ekonomik açıdan anlamlı bir yapısal kırılma oluşturmuş; tüm standart makroekonomik belirleyicilerin ötesinde kamu harcamalarına GSYH'nin 3,8 ile 4,0 puanını eklemiştir. Yaşlanma ile olan etkileşim, demografik olarak daha yaşlı ekonomilerin daha şiddetli pandemi mali şokları yaşadığını doğrulamaktadır.

Dördüncü olarak, pandemi sonrası konsolidasyon patikaları belirgin biçimde farklılaşmaktadır. İskandinav ekonomileri büyük ölçüde normalleşirken; İtalya ve daha az ölçüde Fransa ile Belçika, borç stoku, demografik yaşlanma ve pandemi döneminden kalan harcama taahhütlerinin bileşimi nedeniyle kalıcı yapısal harcama baskılarıyla karşı karşıyadır.

Referans

- Afonso, A., Jalles, J. T., & Venâncio, A. (2024). *Government spending and tax revenue decentralisation and public sector efficiency: Do natural disasters matter?* CESifo Working Paper No. 11318. CESifo.
- Asif, M., & Tursoy, T. (t.y.). *Determinants of government expenditure in Mexico, 1980–2016* [Yıl ve yayın bilgisi metinde verilmemiştir; orijinal kaynaktan teyit edilmelidir].
- Baumol, W. J., & Bowen, W. G. (1966). *Performing arts, the economic dilemma*. Twentieth Century Fund.
- Beck, N., & Katz, J. N. (1995). What to do (and not to do) with time-series cross-sectional data. *American Political Science Review*, 89(3), 634–647. <https://doi.org/10.2307/2082979>
- Blanchard, O., & Perotti, R. (2002). An empirical characterisation of the dynamic effects of changes in government spending and taxes on output. *Quarterly Journal of Economics*, 117(4), 1329–1368. <https://doi.org/10.1162/003355302320935043>
- Blanchard, O., Domash, A., & Summers, L. H. (2022). *Bad news for the Fed from the Beveridge space* (Policy Brief No. 22-7). Peterson Institute for International Economics. <https://doi.org/10.2139/ssrn.4174601>
- Blundell, R., & Bond, S. (1998). Initial conditions and moment restrictions in dynamic panel data models. *Journal of Econometrics*, 87(1), 115–143. [https://doi.org/10.1016/S0304-4076\(98\)00009-8](https://doi.org/10.1016/S0304-4076(98)00009-8)
- Driscoll, J. C., & Kraay, A. C. (1998). Consistent covariance matrix estimation with spatially dependent panel data. *Review of Economics and Statistics*, 80(4), 549–560. <https://doi.org/10.1162/003465398557825>
- Esping-Andersen, G. (1990). *The three worlds of welfare capitalism*. Princeton University Press.
- European Commission. (2023). *Public investment recovery in EU member states, 2020–2022*. Publications Office of the European Union.
- Eurostat. (2023). *Government finance statistics: Ageing and dependency ratio projections*. <https://ec.europa.eu/eurostat>
- Galí, J. (2022). The effects of a money-financed fiscal stimulus. *Journal of Monetary Economics*, 115, 1–19. <https://doi.org/10.1016/j.jmoneco.2019.08.002>
- Georgantas, G., Kasselaki, M., & Tagkalakis, A. (2023). The effects of fiscal consolidation in OECD countries. *Economic Modelling*, 118, 106099. <https://doi.org/10.1016/j.econmod.2022.106099>
- Guajardo, J., Leigh, D., & Pescatori, A. (2014). Expansionary austerity? International evidence. *Journal of the European Economic Association*, 12(4), 949–968. <https://doi.org/10.1111/jeea.12083>

- Im, K. S., Pesaran, M. H., & Shin, Y. (2003). Testing for unit roots in heterogeneous panels. *Journal of Econometrics*, 115(1), 53–74. [https://doi.org/10.1016/S0304-4076\(03\)00092-7](https://doi.org/10.1016/S0304-4076(03)00092-7)
- International Monetary Fund. (2024). *Fiscal monitor: Fiscal policy in the great election year*. IMF Publications.
- Kao, C. (1999). Spurious regression and residual-based tests for cointegration in panel data. *Journal of Econometrics*, 90(1), 1–44. [https://doi.org/10.1016/S0304-4076\(98\)00023-2](https://doi.org/10.1016/S0304-4076(98)00023-2)
- Keynes, J. M. (1936). *The general theory of employment, interest and money*. Macmillan.
- King, E. (2024). The composition of government spending in select advanced economies. *Journal of Economics Library*, 10(3-4), 49–65. Retrieved from <https://journals.econsciences.com/index.php/JEL/article/view/2459>
- Levin, A., Lin, C.-F., & Chu, C.-S. J. (2002). Unit root tests in panel data: Asymptotic and finite-sample properties. *Journal of Econometrics*, 108(1), 1–24. [https://doi.org/10.1016/S0304-4076\(01\)00098-7](https://doi.org/10.1016/S0304-4076(01)00098-7)
- Nickell, S. (1981). Biases in dynamic models with fixed effects. *Econometrica*, 49(6), 1417–1426. <https://doi.org/10.2307/1911408>
- Pedroni, P. (1999). Critical values for cointegration tests in heterogeneous panels with multiple regressors. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 61(S1), 653–670. <https://doi.org/10.1111/1468-0084.0610s1653>
- Pedroni, P. (2004). Panel cointegration: Asymptotic and finite sample properties of pooled time series tests with an application to the PPP hypothesis. *Econometric Theory*, 20(3), 597–625. <https://doi.org/10.1017/S0266466604203073>
- Perotti, R. (2007). *In search of the transmission mechanism of fiscal policy* (NBER Working Paper No. 13143). National Bureau of Economic Research. <https://doi.org/10.3386/w13143>
- Pesaran, M. H. (2004). *General diagnostic tests for cross-section dependence in panels* (CESifo Working Paper No. 1229). CESifo.
- Phillips, P. C. B., & Hansen, B. E. (1990). Statistical inference in instrumental variables regression with I(1) processes. *Review of Economic Studies*, 57(1), 99–125. <https://doi.org/10.2307/2297545>
- Ram, R. (1987). Wagner’s hypothesis in time-series and cross-section perspectives: Evidence from “real” data for 115 countries. *Review of Economics and Statistics*, 69(2), 194–204. <https://doi.org/10.2307/1927867>
- Reinhart, C. M., & Rogoff, K. S. (2010). Growth in a time of debt. *American Economic Review*, 100(2), 573–578. <https://doi.org/10.1257/aer.100.2.573>
- Rodrik, D. (1998). Why do more open economies have bigger governments? *Journal of Political Economy*, 106(5), 997–1032. <https://doi.org/10.1086/250038>

- Stock, J. H., & Watson, M. W. (1993). A simple estimator of cointegrating vectors in higher-order integrated systems. *Econometrica*, 61(4), 783–820. <https://doi.org/10.2307/2951763>
- Wagner, A. (1892). *Grundlegung der politischen Oekonomie* (3rd ed.). C. F. Winter.
- Westerlund, J. (2007). Testing for error correction in panel data. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 69(6), 709–748. <https://doi.org/10.1111/j.1468-0084.2007.00477.x>
- Windmeijer, F. (2005). A finite sample correction for the variance of linear efficient two-step GMM estimators. *Journal of Econometrics*, 126(1), 25–51. <https://doi.org/10.1016/j.jeconom.2004.02.005>
- Zabavnik, D., & Verbič, M. (2025). Revisiting the impact of financial shocks on the fiscal position of euro area countries. *Economic Analysis and Policy*, 86, 622–635. <https://doi.org/10.1016/j.eap.2025.03.048>

Avrupa’da Gelir Eşitsizliğinin Kulüp Yakınsaması: Dinamik Yapı ve Kulüp Oluşumunun Belirleyicileri

Arif İğdeli¹

Özet

Bu çalışmada 1997-2023 dönemi için 36 Avrupa ülkesi örnekleminde piyasa ve kullanılabilir gelir eşitsizliğinin kulüp yakınsaması ve yakınsama kulüplerinin oluşumunun incelenmesi amaçlanmaktadır. Eşitsizlik göstergelerinin kulüp yakınsamasında Phillips ve Sul (2007) tarafından geliştirilen log testi ve Tomal (2024)’ın yapısal şokları ve kulüp sayısının zamanla değişmesinin modelleyen modifiye edilmiş log t testi kullanılmıştır. Log t testi bulguları piyasa ve kullanılabilir gelir eşitsizliklerinde mutlak yakınsamasının olmadığı ve her iki gösterge için de 3 yakınsama kulübünün oluştuğunu göstermektedir. Modifiye edilmiş log t testi ise kriz dönemlerinde piyasa gelir eşitsizliğinde kulüp sayısının arttığına, kullanılabilir gelir eşitsizliğinde ise kulüp sayısının azaldığına işaret etmektedir. Bu bulgu yeniden dağıtım mekanizmasının kriz dönemlerindeki istikrar sağlamadaki başarısını doğrulamaktadır. Modifiye edilmiş log t testi sonuçlarına göre belirlenen kulüp oluşumlarının belirleyicileri dinamik sıralı panel logit yöntemi ile analiz edilmiştir. Literatürden farklı olarak gelir eşitsizliği kulüp oluşumunun belirlenmesinde yol bağımlılığı mekânsal yayılma da hesaba katılmıştır. Bulgulara göre yol bağımlılığı, mekânsal yayılma ve post-komünist üyelik yüksek piyasa gelir eşitsizliği kulübünde yer alma olasılığını artırırken, 65 yaş üstü nüfus ise yüksek piyasa gelir eşitsizliği kulübünde yer alma olasılığını azaltmaktadır. Ticari açıklık, sanayileşme düzeyi ve kentleşmenin piyasa gelir eşitsizliği kulübü oluşumunda anlamlı etkisine rastlanılmamıştır. Ayrıca bulgulara ekonomik büyüme, post-komünist üyelik ve kamu harcamalarının yüksek kullanılabilir gelir eşitsizliği kulübünde bulunma olasılığını artırdığı, 65 yaş üstü nüfusun ise yüksek kullanılabilir gelir eşitsizliği kulübünde bulunma olasılığını azalttığı tespit edilmiştir. Kentleşme ve AB üyeliğinin ise kullanılabilir gelir eşitsizliği kulüp oluşumu üzerinde anlamlı etkisi yoktur. Her iki eşitsizlik göstergesinde kulüp üyeliğinin karesel gecikmesinin kulüp oluşumu üzerindeki negatif etkisi uç kulüplerdeki üyelerin uzun dönemde orta kulüplere geçme eğiliminde olduğunu göstermektedir.

1 Doç. Dr., Aksaray Üniversitesi, arifigdeli@hotmail.com, 0000-0002-5926-425X

1. Giriş

Küresel gelir eşitsizliği son otuz yıllık bir dönemde sınırlı bir iyileşme göstermiştir. Dünya Eşitsizlik Veritabanı (WID)’na göre küresel piyasa gelir eşitsizliği 1995 yılında 0.71 iken, 2024’te bu oran 0.68’e düşmüştür. Benzer şekilde küresel kullanılabilir gelir eşitsizliği 1995 yılında 0.68 iken, 2024’te 0.64’e gerilemiştir. Milanovic (2016) bu düşüşü Çin ve Hindistan’ın hızlı ekonomik büyümesi sonucunda, bu ülkelerdeki alt-orta sınıf gelirinin gelişmiş ülkelerin alt-orta sınıf gelirine yakınsamasına bağlamaktadır. 1995 yılı için Asya kıtasının piyasa gelir eşitsizliği 0.65 ve kullanılabilir gelir eşitsizliği 0.63 iken, 2024’te piyasa gelir eşitsizliğinin 0.61’e, kullanılabilir gelir eşitsizliğinin de 0.55’e gerilemesi bu durumu desteklemektedir. Bu bulgudan hareketle, Milanovic (2016) küresel gelir eşitsizliğinin asıl kaynağının ülke içerisindeki sınıf farklılıklarından değil, ülkeler arasındaki gelir farklılıklarından kaynaklandığını; gelir düzeyi yüksek bir ülkede doğmanın kişinin gelirinin önemli bir belirleyicisi olduğunu ileri sürmektedir. Milanovic (2016), Amerika Birleşik Devletleri (ABD) ve Avrupa Birliği (AB)’yi karşılaştırarak bu durumu açıklamaktadır. ABD ve AB’nin gelir eşitsizliği katsayıları birbirine çok yakındır ancak eşitsizliğin kaynakları farklıdır. ABD’deki eşitsizlik ağırlıklı olarak eyaletlerdeki hanehalkları arasındaki sınıfsal eşitsizlikten, AB’de eşitsizlik ise ağırlıklı olarak üye ülkelerin ortalama gelirleri arasındaki farklılıklardan kaynaklanmaktadır. Bu bulgu Avrupa’daki gelir eşitsizliğinin büyük ölçüde ülkeler arasındaki ortalama gelir farklılıklarından kaynaklandığına işaret etmektedir. Nitekim, 1995’te piyasa gelir eşitsizliği 0.49 olan Avrupa’nın 2024 yılındaki piyasa gelir eşitsizlik değeri 0.48’e gerilerken, aynı dönem içerisinde kullanılabilir gelir eşitsizliği katsayısı 0.40’tan 0.37’ye gerilemektedir. Bu durum Avrupa için piyasa gelir eşitsizliğinde önemli bir değişimin olmadığını gösterirken, kullanılabilir gelir eşitsizliğinde önemli bir iyileşmenin olduğunu göstermektedir. Her ne kadar küresel ortalamanın altında olsa da Avrupa’da gelir eşitsizliğinde homojen bir dağılım yoktur. Bir yanda Türkiye, Rusya ve Bulgaristan gibi yüksek gelir eşitsizliği ve yeniden dağıtım mekanizmasının etkin olmadığı ülkeler yer alırken, diğer yanda Danimarka, Finlandiya ve Norveç gibi düşük gelir eşitsizliği ve yeniden dağıtım mekanizmasının etkin çalıştığı ülkeler yer almaktadır.

Avrupa kıtasındaki bu heterojenlik çoklu kaynaklardan beslenmektedir. Teknolojik ilerlemeler, bir yandan yatırım mallarının fiyatlarını düşürerek yüksek eğitilmiş işgücünün ücret primlerini artırırken, diğer yandan ucuzlayan teknolojik sermaye rutin ve tekrarlanabilir görevleri yapan düşük eğitilmiş işgücünün yerini alarak iş kutuplaşmasına neden olmaktadır (Acemoglu ve Autor, 2011; Furceri ve Ostry, 2019). Tinbergen (1975), kutuplaşmanın şiddetinin teknoloji ile eğitim arasındaki yarışa bağlı olduğunu belirtmiştir. Teknolojik ilerlemenin eşitsizlik üzerindeki etkisi emek piyasasıyla sınırlı

değildir; sermayenin sınırlar arasındaki serbest dolaşımı hızlandırmış ve firma sahiplerine üretimini işgücünün ucuz olduğu ülkelere kaydırması kolaylaşmıştır. Sermayenin yer değiştirme tehdidi sendikaların pazarlık gücünü kırarak ücretleri baskılamakta ve şirket karlarının artmasına yol açarak Avrupa'daki yeniden dağıtım mekanizmasını zayıflatmaktadır (Furceri ve Ostry, 2019). Bunun yanında Avrupa'nın işgücü maliyetlerinin düşük olan Doğu ve Güneydoğu Asya'daki ülkelerle entegrasyonu; ara malların bu ülkelerde üretilmesine yol açarak Avrupa'da düşük eğitimli işgücünün ücretinin düşmesi ve işgücü kaybıyla sonuçlanmıştır. Bu durum Avrupa refah devletleri üzerinde ciddi bir baskı oluşturmakta ve sosyal devlet korumalarına yönelik kesintileri tetiklemektedir (Milanovic, 2016).

Piyasa ve yeniden dağıtım mekanizmasının yanında nüfus yaşlanması ve kentleşme gibi demografik faktörler ile kurumsal kalite gibi politik faktörler gelir eşitsizliğinin temel belirleyicileridir (Bartak vd., 2025). Kurumsal ve sosyo-ekonomik farklılıklar da Avrupa ülkeleri arasındaki gelir eşitsizliğinin dağılımını bozmaktadır. Soğuk savaş sonrası planlı ekonomiden piyasa ekonomisine geçen Doğu Avrupa'daki ülkelerdeki özelleştirmelerden kaynaklı gelir eşitsizliğinin artmasının etkisi hala sürmektedir (Belke vd., 2019). Bu belirleyicilerin yanında küresel finans krizi, Avrupa borç krizi ve COVID-19 pandemisi gibi yapısal şoklar mekânsal asimetrik etkileri ile gelir eşitsizliğindeki heterojenliği derinleştirmektedir (Gkatsikos ve Christoforidis, 2025; Suarez-Arbesu vd., 2023). Belirleyicilerin etkinliğinin ülkeler arasındaki farklılaşması Avrupa'da gelir eşitsizliği yakınsamasının önüne geçmektedir. Literatür, Avrupa ülkeleri arasında gelir eşitsizliğindeki heterojen dağılımı desteklemektedir. Suarez- Arbesu vd. (2023), gelir eşitsizliği için AB ülkeleri arasında tam yakınsamanın olmadığını, ülkelerin dört farklı yakınsama kulübüne ve dört ıraksayan ülkeye ayrıştığını bulmuştur. Vale (2024), Avro bölgesi ülkelerinde yalnızca nüfusun %1'lik kesimin elde ettiği gelir payı temel alındığında mutlak yakınsamanın olduğunu, nüfusun en alt %50'si, en zengin %10'u ve S80/S20 oranı gibi diğer gelir eşitsizliği göstergelerinde ise ülkelerin iki farklı kulübe ayrıldığını tespit etmiştir.

Avrupa ülkeleri arasındaki gelir eşitsizliğinde gözlenen bu heterojenlik istatistiksel bir olgunun yanında, ekonomik büyüme, sosyal uyum ve siyasi istikrar üzerinde somut maliyetler doğurmaktadır. Gelir eşitsizliği beşerî sermaye birikiminin engellenmesi, iç talebin daralması ve verimsiz kaynak dağılımı kanallarıyla ekonomik büyümeyi olumsuz etkile (Ostry vd., 2014), azalan güven, sosyal uyumun zayıflaması ve demokratik kurumlara güvenin aşınması gibi toplumsal sorunlara da yol açmaktadır (Gkatsikos ve Christoforidis, 2025). Üstelik bu maliyetler sermaye getirisinin büyümeyi aşması ve mirasın hakimiyeti, fırsat eşitsizliği ve sosyal hareketliliğin düşmesi, benzerlerin evliliği

ve çevresel dışsallıklar gibi faktörlerle bir nesille sınırlı kalmamakta sonraki nesillere de aktarılmaktadır (Piketty, 2014; Atkinson, 2015; Milanovic, 2016). Nesiller arası kalıcılışma riski uluslararası kuruluşların da gündemine girmiş; BM ülke içerisindeki ve ülkeler arasındaki gelir eşitsizliğini azaltmayı 2015 yılında kabul ettiği 17 Sürdürülebilir Kalkınma Hedefi arasına almıştır. Uluslararası kuruluşlara benzer şekilde AB de uyum politikaları ile gelir eşitsizliği yakınsamasını hedeflemektedir. Ancak Uyum Politikası'nın ülkeler arasındaki gelir eşitsizliği yakınsaması üzerindeki katkısına dair fikir birliği yoktur (Savoia, 2020). Bu belirsizlik Avrupa ülkeleri arasındaki gelir eşitsizliği yakınsamasının varlığını ve belirleyicilerini ampirik olarak incelemeyi zorunlu kılmaktadır.

Literatürdeki çalışmaların büyük çoğunluğu gelir eşitsizliğinin yalnızca tek boyutunu ele almakta olup iki boyutu birlikte ele alan çalışmalar sınırlıdır. Milanovic (2016), piyasa gelir eşitsizliği ile kullanılabilir gelir eşitsizliği arasındaki fark devletin yeniden dağıtım kapasitesini yansıtmakta olup tek boyutlu analizler bu kapasiteyi ölçmemektedirler. Solt (2020) ve Bartak vd. (2025), kamunun eşitsizliği ne ölçüde düşürdüğünü ancak bu iki göstergenin birlikte kullanılmasıyla anlaşılabilirliğini ileri sürmektedirler. Ogundari (2023), iki göstergiyi birlikte kullandığı çalışmada mali politikaların etkisinin kulüp yakınsaması sonuçlarındaki farklılıklarda görünür olduğunu vurgulamıştır. Bu gerekçelerle çalışmada piyasa ve kullanılabilir gelir eşitsizlikleri göstergeleri birlikte kullanılmış olup veriler her iki göstergiyi aynı metodolojik çerçevede sunan SWIID veri tabanından derlenmiştir.

Literatürde piyasa ve kullanılabilir gelir eşitsizliği göstergelerini birlikte kullanan çalışmalar olsa da bu çalışmalar kulüp yakınsamasını tek bir zaman diliminde sabit olarak modellemekte, kriz dönemlerinde ortaya çıkan yapısal şokların kulüp oluşumunu ve kulüp sayısını yeniden şekillendirdiğini incelememektedir (Apergis vd. (2018), Espoir (2022), Ogundari (2023) ve Amendola (2025), Gkatsikos ve Christoforidis (2025)). Ancak yapısal şokları dikkate alarak kulüp oluşumunun zaman içerisinde değişebileceği varsayımını görmezden gelmişlerdir. Her ne kadar Gkatsikos ve Christoforidis (2025), kulüp oluşumunda yapısal şokların etkisini hesaba katmasa da analizinde, kamu borç krizi ve COVID-19 pandemisi yapısal şokların mekânsal asimetrik etkiler oluşturduğunu ve eşitsizliğin dağılımını etkilediğini belirtmektedir. Ayrıca Solarin vd. (2023), geleneksel yöntemlerin savaşlar, ekonomik krizler, petrol krizleri ve salgınlar gibi yapısal şokları göz ardı ettiğini ileri sürerek, gelir eşitsizliğini yapısal olarak değiştiren şokların dikkate alınması gerektiğini vurgulamaktadır. Bu metodolojik boşluk, Avrupa'daki gelir eşitsizliği kulüp yapısının oluşumunun zaman içerisindeki dönüşümünü ve bu dönüşümü şekillendiren faktörleri tespit etmeyi gerekli kılmaktadır.

Bu boşlukları gidermek amacıyla çalışmada 1997-2023 dönemi için 36 Avrupa ülkesi örnekleminde piyasa ve kullanılabilir gelir eşitsizliklerinde statik ve dinamik kulüp yakınsaması ve kulüp oluşumunun belirleyicilerinin analiz edilmesi amaçlanmaktadır. Çalışmada analiz dönemi olarak 1997-2023 zaman diliminin seçilmesinin arkasında üç gerekçe vardır. Bunlardan ilki, SWIID veri tabanının 36 ülke için bu dönemde eksiksiz veri sunmasıdır. İkincisi son dönemde dünya ekonomisi üzerinde ciddi etkileri olan 2008 krizi, Avrupa Borç Krizi ve COVID- 19 pandemisi gibi yapısal şokları kapsamasıdır. Üçüncüsü ise post-komünist geçiş sürecini de içermesidir. Çalışmada örneklem olarak Avrupa'nın seçilmesi iki gerekçeye dayanmaktadır. Birincisi, Avrupa neo-liberal, refah devleti modeli ve post-komünist geçiş modellerini kapsayan heterojen bir yapıya sahiptir. İkincisi, mevcut literatürün AB üyesi ülkeleriyle sınırlı kalması, daha geniş bir Avrupa ülkeleri örneklemini ile yapılan çalışmalara duyulan ihtiyacı ortaya koymaktadır. Çalışmanın analiz süreci iki aşamadan oluşmaktadır. İlk aşamada gelir eşitsizliğinin yakınsaması Phillips- Sul (2007) ve Tomal (2024) kulüp yakınsaması testleri ile incelenmektedir. İkinci aşamada ise bu yöntemlerle tespit edilen kulüplerin oluşumunun belirleyicileri dinamik sıralı panel logit modeli ile analiz edilmektedir. Heterojenliğe izin vermesi, durağanlık varsayımı gerektirmemesi, kulüp yapılarını içsel olarak belirlemesi ve çoklu denge noktalarını tespiti imkân tanınması gibi üstünlüklerinden dolayı kulüp yakınsaması analizinde Phillips- Sul (2007) testi tercih edilmiştir. Ancak Phillips -Sul (2007) testi kulüp yapısı oluşumunda yapısal şokları dikkate almaması ve kulüp yapısının zamanla değiştiğini modelleyememesinden dolayı kulüp yakınsamasının Tomal (2024) tarafından geliştirilen dinamik kulüp yakınsaması testiyle tamamlanmıştır.

Bu amaç ve yöntem tasarımı doğrultusunda çalışmanın literatüre üç temel katkısı vardır. İlki, gelir eşitsizliğinin yakınsamasında statik ve dinamik kulüp yakınsaması testlerini birlikte kullanmasıdır. İkincisi, AB sınırlarını aşan piyasa ve kullanılabilir gelir eşitsizliğini birlikte ele alarak yeniden dağıtım mekanizmasının kulüp şekillenmesindeki rolünü ortaya çıkarmasıdır. Üçüncüsü, gelir eşitsizliği kulüp oluşumunun belirleyicilerinin analizinde ekonomik ve demografik faktörlerin yanında yol bağımlılığı ve mekânsal yayılma etkisini de dinamik sıralı logit model ile ilk defa analiz etmesidir.

Çalışmanın akış planı şu şekildedir. Çalışmanın amacı ve katkılarının sunulduğu giriş bölümünü takip eden ikinci bölümde gelir eşitsizliğinin yakınsamasına ve gelir eşitsizliğinin belirleyicilerine ilişkin literatür sunulmaktadır. Üçüncü bölümde veri ve yöntem tanıtılmaktadır. Dördüncü bölümde ampirik bulgular sunulup tartışılmaktadır. Sonuç bölümünde ise bulgular özetlenmekte, çalışmanın sınırlılıkları tartışılmakta ve politika yapıcılara ve araştırmacılara yönelik önerilerde bulunmaktadır.

2. Literatür

2.1. Gelir Eşitsizliğinin Yakınsaması Literatürü

Yakınsama; zaman içerisinde ülkeler arasında kişi başına düşen gelirin birbirine yaklaşması şeklinde tanımlanmaktadır (Rassekh, 1998; Barro vd., 1991). Beta, sigma, stokastik ve kulüp yakınsaması şeklinde dört farklı yakınsama türü vardır. Beta yakınsaması, gelir düzeyi düşük ülkelerin gelir düzeyi yüksek ülkelere daha hızlı büyüme eğilimi göstermesi şeklinde tanımlanmakta ve başlangıç dönemindeki gelir düzeyi ile sonraki dönemlerdeki gelir düzeyi büyüme oranları arasındaki negatif korelasyon olarak ölçülmektedir (Barro vd., 1991; Islam, 2003). Sigma yakınsama zaman içerisinde ülkeler arasındaki kişi başına düşen gelirin kesitsel dağılımındaki standart sapmanın veya varyasyon katsayısının azalması şeklinde ifade edilmektedir (Rassekh, 1998; Barro vd., 1991). Stokastik yakınsama ise bu iki yöntemden kesit odaklı olarak farklılaşarak zaman serisi perspektifini benimser: kişi başına düşen gelirden ülke-ortalama farklarının durağanlığını birim kök testleriyle sınar ve farklar durağansa şokların geçici olduğu sonucuna ulaşır (Islam, 2003). Ancak bu testler yapısal şoklara karşı duyarlıdır. Savaşlar, ekonomik krizler ve salgınlar gibi yapısal şoklar hesaba katılmadığında yakınsamanın varlığını sınavan sıfır hipotezi yanlışlıkla reddedilebilmektedir (Solarin vd., 2023; Lin ve Huang, 2011). Bu üç yöntem birden fazla dengenin varlığında yakınsamayı tespit etmekte başarısız olmaktadır. Bunun sonucunda analizde yapısal olarak heterojen ülke gruplarının farklı denge noktalarına yakınsayabileceği göz ardı edilmektedir. Kulüp yakınsaması, ülkeler arasındaki kişi başına düşen gelirin tek bir dengenin yerine başlangıç koşullarına ve yapısal özelliklerine bağlı olarak çoklu durum dengelerine yaklaştığını savunarak bu duruma çözüm getirmektedir (Apergis vd., 2018; Gkatsikos ve Christoforidis, 2025). Kulüp yakınsaması testi durağanlık varsayımı gerektirmemesi, yapay bir şekilde sınıflandırmaya gerek kalmadan kulüp oluşumunu veriye dayalı içsel olarak belirleyebilmesi, ülkeler arasındaki farklı geçiş yollarını ayırıştırarak geçiş heterojenliğini ve geçiş dinamiklerini hesaba katması gibi üstünlüklerinden dolayı son zamanlarda yakınsama analizlerinde sıklıkla tercih edilmektedir. Gelir düzeyi için geliştirilen yakınsama yöntemleri zamanla gelir eşitsizliğinde de uygulanmaya başlamıştır. Benabou (1996)'nın öncüsü olduğu gelir eşitsizliği yakınsama literatürü beta ve sigma yakınsaması, stokastik yakınsama ve kulüp yakınsaması şeklinde üç gruba sınıflandırılarak Tablo 1'de sunulmaktadır.

Tablo 1. Gelir Eşitsizliği Yakınsamasına İlişkin Ampirik Literatür Özeti**Panel A. Beta ve Sigma Yakınsaması Çalışmaları**

Yazar(lar)	Dönem ve Örneklem	Gösterge	Yöntem	Bulgu
Tselios (2009)	1995-2000 102 AB bölgesi	Gini indeksi	Beta	Tam yakınsama vardır.
Chambers ve Dhongde (2016)	1990-2012 81 gelişmiş ve gelişmekte olan ülke	Gini indeksi	Beta	Tam yakınsama vardır.
Çapar ve Yayla (2019)	2003-2014 2003-2015 2003-2016 Türkiye'nin 26 Düzy II Bölgesi	Gini indeksi	Beta	Tam yakınsama vardır.
Hadizadeh (2020)	2000-2015 İran'ın eyaletleri	Gini indeksi	Beta	Tam yakınsama vardır.
Savoia (2020)	1989-2013 AB Düzy II bölgeleri	Kullanılabilir gelir eşitsizlikleri indeksi ve %20'lik dilimlerin gelir payı	Beta	Tam yakınsama vardır.
Akdağ ve Özer (2021)	1995-2015 98 gelişmiş ve gelişmekte olan ülke	Gini indeksi	Beta	Tam yakınsama vardır.
Ogundari (2023)	2000-2014 34 Afrika ülkesi	Piyasa ve kullanılabilir gelir eşitsizlikleri indeksi	Beta	Kullanılabilir gelir eşitsizliğinde tam yakınsama var iken, piyasa gelir eşitsizliğinde tam yakınsama yoktur.
Solarin vd. (2023)	1870-2018 21 OECD ülkesi	Gini indeksi	Beta ve Sigma	Tam yakınsama vardır.

Panel B. Stokastik Yakınsama Çalışmaları

Yazar(lar)	Dönem ve Örneklem	Gösterge	Yöntem	Bulgu
Lin ve Huang (2011)	1916-2005 ABD'nin 48 eyaleti	Nüfusun %10 ve %1'lik kesimlerin gelir payları, Gini indeksi	Stokastik	Yakınsama vardır.

Ivanovski vd. (2020)	1942-2013 Avustralya’nın eyaletleri	Gini indeksi	Stokastik	Kısmi yakınsama vardır.
Konat (2021)	2006-2019 Türkiye’nin 12 Düzey I bölgesi	Gini indeksi	Stokastik	Yakınsama yoktur.
Solarin vd. (2023)	1870-2018 21 OECD ülkesi	Gini indeksi	Stokastik	Kısmi yakınsama vardır.

Panel C Kulüp Yakınsaması Çalışmaları

Yazar(lar)	Dönem ve Örneklem	Gösterge	Yöntem	Bulgu
Tian vd. (2016)	1978-2013 Çin’in 31 eyaleti	Ortalama kişi başı gelirin en yüksek kişi başına düşen gelire oranı	Log t testi	2 yakınsama kulübü vardır.
Apergis vd. (2018)	1916-2012 ABD’nin 48 eyaleti	Gini indeksi ve nüfusun en üst %10’luk kesimin payı	Log t testi	2 yakınsama kulübü vardır.
Ogundari (2023)	2000-2014 34 Afrika ülkesi	Piyasa ve kullanılabilir gelir eşitsizlikleri indeksi	Log t testi	5 yakınsama kulübü vardır.
Solarin vd. (2023)	1870-2018 21 OECD ülkesi	Gini indeksi	Log t testi	2 yakınsama kulübü vardır.
Suarez-Arbesu vd. (2023)	2007-2018 27 AB ülkesi	Gini indeksi	Log t testi	4 yakınsama kulübü vardır.
Vale (2024)	1990-2020 17 Avro ülkesi	Piyasa ve kullanılabilir gelir eşitsizlikleri indeksi, %1, %10 gelir payları, S80/S20 oranı	Log t testi	%1’lik gelir payında yakınsama var iken, diğer göstergelerde 2 yakınsama kulübü vardır.
Amendola (2025)	1980-2019 25 gelişmiş ülke	%10 ve %20’lik gelir dilimi payları	Log t testi	2 yakınsama kulübü
Cyrek (2025)	2009-2021 27 AB ülkesi	Piyasa ve kullanılabilir gelir eşitsizlikleri indeksi	Log t testi	2 yakınsama kulübü

Benabou (1996)'yu takiben Tselios (2009) AB bölgeleri, Chambers ve Dhongde (2016), Çapar ve Yayla (2019), Hadizadeh (2020), Akdağ ve Özer (2021) gelir eşitsizliğinde beta yakınsamasının varlığını doğrulamışlardır. Ogundari (2023) ise piyasa gelir eşitsizliğinde beta yakınsamasının varlığını reddederken, kullanılabılır gelir eşitsizliğinde beta yakınsamasının varlığını kabul etmektedir. Solarin vd. (2023) gelir eşitsizliğinde sigma yakınsamasının varlığını tespit etmişlerdir. Ogundari (2023) ise 34 Afrika ülkesi örnekleminde sigma yakınsamasının varlığını reddetmektedir. Literatürde gelir eşitsizliğini beta ve sigma yakınsama yaklaşımları ile inceleyen araştırmalarda mutlak yakınsamanın varlığı aranmış, örneklemdaki tüm ülkeler veya bölgeler tek bir denge noktasına hareket etmesi durumunda yakınsamanın varlığı kabul edilmiş aksi durumda yakınsama reddedilmiştir.

Tablo 1 Panel B'ye göre Lin ve Huang (2011) panel genelinde stokastik yakınsamanın varlığını tespit ederken, Ivanovski vd. (2020), kısmi yakınsamanın varlığını tespit etmiştir. Konat (2021), stokastik yakınsama hipotezinin geçerli olmadığı sonucuna ulaşırken. Solarin vd. (2023) ise bireysel ülkeler özelinde yakınsamanın varlığına dair kanıtlar tespit ederken, panel düzeyinde stokastik yakınsamanın varlığını reddetmektedir. Bu bulgular tek denge varsayımına dayanan yöntemlerin heterojen yapıları yakalamakta yetersiz kaldığını göstermektedir.

Tablo 1 Panel C'de gelir eşitsizliğini kulüp yakınsaması ile inceleyen çalışmaların tümünde tam yakınsamanın varlığı reddedilmiş ve alt gruplar arasında yakınsamanın varlığı tespit edilmiştir. Yakınsama kulüplerinin sayısı 2 ile 5 arasında değişmektedir. Ogundari (2023) Afrika örnekleminde 5 yakınsama kulübüne, Suarez- Arbesu (2023) AB örnekleminde 4 yakınsama kulübüne rastlamıştır. Aynı AB örnekleminde ve üzerinde Cyrek (2025) farklı eşitsizlik göstergelerini kullanarak 2 yakınsama kulübünün varlığını tespit etmiştir. Bu bulgu yakınsama kulüplerinin göstergelere göre farklılaştığını göstermektedir. Cyrek (2025) ile aynı eşitsizlik göstergelerini daha dar bir örneklemden kullanan Vale (2024)'nin de 2 yakınsama kulübüne ulaşması bu bulguyu teyit etmektedir. Suarez- Arbesu (2023) ile aynı göstergeleri benzer örneklemden 21 OECD ülkesi üzerinde inceleyen Solarin vd. (2023)'nin 2 yakınsama kulübü tespit etmesi ise dönemin geniş olmasına bağlanabilir. Sonuç olarak örneklem, dönem, gösterge ve yönteme göre bulgular farklılaşmaktadır.

Literatür incelendiğinde gelir eşitsizliğinin yakınsamasını geniş Avrupa ülkeleri örnekleminde inceleyen çalışmaya rastlanılmamıştır. Ayrıca literatürdeki gelir eşitsizliğinin kulüp yakınsamasını inceleyen çalışmalarda kulüp sayısının ve kulüp oluşumunun zaman içerisinde sabit kaldığını varsayan statik kulüp yakınsaması testi olan log t testi kullanılmıştır. Literatürde gelir eşitsizliğinin

kulüp yakınsamasında dönem içerisindeki yapısal şoklardan etkilendiğini dikkate alan ve kulüp oluşumunun ve kulüp sayısının değişmesine imkân tanıyan dinamik kulüp yakınsaması testinin kullanılmadığı gözlenmiştir. Literatürdeki bu iki boşluğu gidermek amacıyla çalışmada 1997-2023 dönemi için 36 Avrupa ülkesi örnekleminde piyasa gelir ve kullanılabilir gelir eşitsizliğinin kulüp yakınsamaları Phillips ve Sul (2007) tarafından geliştirilen statik kulüp yakınsaması testi ve Tomal (2024) tarafından geliştirilen yapısal şokları dikkate alan ve dönem içerisinde kulüp üyeliğinin ve kulüp sayısının değişmesine olanak tanıyan dinamik kulüp yakınsaması testleri ile analiz edilmiştir.

2.2. Gelir Eşitsizliğinin Belirleyicilerine İlişkin Literatür

Kulüp yakınsamasının varlığının tespiti zaman içerisinde gelir eşitsizliğinde benzer davranış sergileyen ülkelerin aynı kulüpte toplanmasını açıklarken, bu ülkelerin neden bu kulüpte toplandığı hakkında bilgi sunmaz. Gelir eşitsizliğinde ülkelerin kulüplere ayrışmasının tespiti kadar kulüp oluşumunun ardındaki faktörlerin de belirlenmesi gerekmektedir. Bartkowska ve Riedl (2012), bu durum için kulüp yakınsaması testleri ile kulüplerin varlığının tespiti, ardından logit ve probit gibi modellerle kulüp oluşumunun belirleyicilerinin analizini içeren iki aşamalı analiz önermektedir. Bu doğrultuda gelir eşitsizliği için yakınsayan kulüplerin varlığının bulunması kadar kulüp oluşumlarının belirleyicilerinin tespiti de önemlidir.

Bir ülkenin hangi eşitsizlik kulübünde yer alacağı, o ülkenin eşitsizlik düzeyini şekillendiren yapısal faktörlere bağlıdır. Literatür, gelir eşitsizliğinin ekonomik, demografik ve kurumsal belirleyicilerine dair yeterli ampirik kanıtlar sunmaktadır. Gelir eşitsizliğinin temel ekonomik belirleyicileri arasında ekonomik büyüme, ticari açıklık, sanayileşme ve kamu harcamaları gelmektedir. Kişi başına düşen gelir veya ekonomik büyüme düzeyi gelir eşitsizliğini etkileyen temel faktörlerdendir (Furceri ve Ostry, 2019). Kuznets (1955), ekonomik büyümenin ilk aşamasında gelir eşitsizliğinin artacağını, ekonomik büyümenin belirli bir eşiği aşmasından sonra gelir eşitsizliğinin azalacağını ileri sürmektedir. Ancak literatür ekonomik büyümenin gelir eşitsizliği üzerindeki etkisi üzerinde uzlaşıya varamamıştır. Belke vd. (2019), Signor vd. (2019), Savoia (2020), Hailemariam vd. (2021) ve Seabela vd. (2024) ve Cyrek (2025) ekonomik büyümenin gelir eşitsizliğini artırdığını bulmuşlardır. Buna karşın, Suarez- Arbesu vd. (2023) ekonomik büyümenin gelir eşitsizliği üzerinde azaltıcı etkiye sahip olduğunu tespit etmiştir. Roser ve Cuaresma (2016), Furceri ve Ostry (2019) ve Bartak vd. (2025) ise ekonomik büyümenin gelir eşitsizliği üzerinde anlamlı etkisi olmadığını iddia etmektedirler. Bu çalışmalardan Roser ve Cuaresma (2016), Furceri ve Ostry (2019) aynı zamanda gelir ve gelirin karesinin birlikte gelir eşitsizliği üzerindeki

etkisini inceleyerek Kuznets hipotezinin öngördüğü ters U şeklindeki ilişkiyi reddeden sonuçlara ulaşmışlardır. Ekonomik büyümenin gelir eşitsizliği üzerindeki ampirik bulguların farklılığı çalışmada kullanılan örneklem ve dönem farklılığına bağlanabilir. Kuznets (1955)'in de öngördüğü üzere ekonomik büyümenin belirli bir seviyeden sonra gelir eşitsizliği üzerindeki etkisi değişmektedir.

Gelir eşitsizliğinin bir diğer ekonomik belirleyicisi ticari açıklıktır. Ticari açıklık gelişmiş ülkelerde beceri düzeyi yüksek ve düşük işçiler arasındaki ücret farkını katlayarak gelir eşitsizliğini artıracak, işgücünün bol olduğu gelişmekte olan ülkelerde ise gelir eşitsizliğini azaltacak belirtilmektedir (Furceri ve Ostry, 2019). Ekonomik büyümeye benzer şekilde analizde kullanılan örneklem ve yöntem farklılığı gibi faktörlerden dolayı ticari açıklığın gelir eşitsizliği üzerindeki etkisinde de netlik yoktur. Roser ve Cuaresma (2016) ve Bartak vd. (2025) ticari açıklığın gelir eşitsizliği üzerinde artırıcı etkiye sahip olduğunu iddia ederken, Suarez- Arbesu vd. (2023) ticari açıklığın gelir eşitsizliği üzerinde azaltıcı etkiye sahip olduğunu iddia etmektedir. Bununla birlikte Furceri ve Ostry (2019), ticari açıklığın özellikle gelişmekte olan ülkelerde gelir eşitsizliği üzerinde azaltıcı etkisi olduğu sonucuna ulaşmıştır. Kunawotor vd. (2020) ve Cyrek (2025) ise ticari açıklığın gelir eşitsizliği üzerinde anlamlı etkisinin olmadığı sonucuna erişmişlerdir. Gelir eşitsizliğinin bir diğer belirleyicisi de ülkelerin sanayileşme düzeyidir. Sanayileşme sürecinin ilk aşamasında beceri düzeyi yüksek işgücüne talebin artması sonucunda gelir eşitsizliği artacaktır (Roser ve Cuaresma, 2016). Ancak sanayileşmenin ileriki aşamalarında, refahın toplumsal tabana yayılmasının genişlemesi ile tarım sektöründen sanayi sektörüne daha fazla işgücü geçerek gelir eşitsizliğinin düşeceği öngörülmektedir (Piketty, 2014). Diğer ekonomik belirleyicilerden farklı olarak sanayileşme düzeyinin gelir eşitsizliği üzerindeki etkisini inceleyen çalışma sayısı sınırlıdır. Furceri ve Ostry (2019), sanayileşme düzeyinin gelişmiş ve gelişmekte olan ülkelerde piyasa geliri ve kullanılabilir gelir eşitsizlikleri üzerinde azaltıcı etkiye dair kanıtlar bulmuşlardır. Cyrek (2025) ise yeni sanayi sektöründe ortaya çıkan inovasyonlardan kaynaklanan inovasyonun başlangıç aşamasında gelir eşitsizliğini artırdığını ancak sonraki aşamalarda ise gelir eşitsizliğini azalttığını bulmuştur.

Gelir eşitsizliğinin bir diğer ekonomik belirleyicisi ise kamu harcamalarıdır. Genişletici maliye politikaları ile yeniden dağıtım mekanizmasının aktif bir şekilde işlemesinin gelir eşitsizliğini azaltması beklenir (Hailemariam vd., 2021). Keynesyen teori de sosyal harcamaların gelir eşitsizliğini düşürmede kritik rol oynadığını vurgulamaktadır (Seabela vd., 2024). Bununla birlikte yeniden dağıtım mekanizmasının etkin çalışmadığı kamu harcamalarındaki artışların sosyal harcamalar yoluyla gelir düzeyi düşük kesime aktarılması

yerine gelir düzeyi yüksek kesime aktarılması ise gelir eşitsizliğini tırmandırmaktadır (Bartak vd., 2025). Hailemariam vd. (2021) ve Seabela vd. (2024) kamu harcamalarının gelir eşitsizliği üzerinde azaltıcı etkiye sahip olduğunu bulmuşlardır. Bu çalışmalar kamu harcamalarının uzun dönemde gelir eşitsizliğini azalttığı ampirik olarak doğrulanmıştır. Kunawotor vd. (2020), Bartak vd. (2025) ve Cyrek (2025) sosyal transferleri dışlayan kamu harcamalarının gelir eşitsizliğini artırıcı etkiye sahip olduğunu bulmuşlardır. Bu durum kamu kaynaklarının toplumun tabanına yayılmasından ziyade belli bir gruba aktarılmasına bağlanmaktadır. Suarez- Arbesu vd. (2023) ise kamu harcamalarındaki artışların yüksek gelir eşitsizlik kulübünde yer alma olasılığını azalttığını, buna karşılık düşük gelir eşitsizlik kulübünde yer alma olasılığı artırdığını tespit etmiştir.

Ekonomik faktörlerin yanında kentleşme ve nüfus yaşlanması gibi demografik faktörler de gelir eşitsizliğini etkilemektedir. Sanayi Devrimi’nden itibaren tarım sektöründen sanayi sektörüne hızlı geçiş sonucu kentleşme düzeyinin artmasının gelir eşitsizliğini artırdığı belirtilmektedir (Milanovic, 2016). Ekonomik kalkınmanın ilk aşamalarında kentsel alanlara yönelen yoğun göçün gelir eşitsizliği üzerinde artırıcı etkisi vardır (Sakarya, 2026). Kentteki işgücünün kırsaldaki işgücü ücretinden yüksek olduğu durumlarda kent ile kırsal arasındaki gelir eşitsizliği farkı daha da açılmaktadır (Milanovic, 2016). Bununla birlikte özellikle gelişmekte olan ülkelerde gelir eşitsizliğinin yaklaşık yüzde kırkı kent-kır eşitsizliğinden kaynaklanmaktadır (Furceri ve Ostry, 2019). Duran (2015) ve Solarin vd. (2023) kentleşmenin gelir eşitsizliği üzerindeki azaltıcı etkiye sahip olduğunu ve bu etkinin kentleşme sonucunda yüksek vasıflı işgücünün kentlerde toplanmasına yol açarak kır ile kent arasındaki gelir farkını açmasına bağlanmaktadır. 65 yaş üstü nüfusun toplam nüfus içerisindeki payı ile ölçülen nüfus yaşlanması da gelir eşitsizliğinin bir diğer demografik belirleyicisidir. Piketty (2014), nüfus yaşlanmasının düşük ekonomik büyüme ve yaşam beklentisinin yükselmesi ile birleştiğinde, zenginliğin yaşlı nüfusta daha fazla yoğunlaştığını ve yaşlı nüfusun servetlerini tüketmediklerini miras yoluyla aktararak gelir dağılımını bozduklarını ileri sürmektedir. Nüfusun yaşlanması sonucu bağımlı nüfusun oranının artması işgücüne katılım oranının düşmesi ve daha düşük piyasa gelirine sahip olmasından dolayı piyasa gelir dağılımı bozulmaktadır (Atkinson, 2015). Furceri ve Ostry (2019)’ın yaşlı nüfustaki artışın gelir eşitsizliği üzerinde azaltıcı etkisine dair bulgusu da bu durumu onaylamaktadır. Bunun yanında nüfus yaşlanması ile sosyal transferler ve emekli maaşları gibi yeniden dağıtım mekanizmasının işlemesi gelir eşitsizliğini önemli ölçüde azaltmaktadır (Hailemariam vd., 2021; Seabela vd., 2024; Signor vd., 2019). Kunawotor vd. (2020) ise 65 yaş üstü nüfus oranının gelir eşitsizliği üzerinde anlamlı etkisi olmadığını ileri sürmektedir.

Ekonomik ve demografik faktörlerin yanında AB üyeliği ve merkezi planlama ekonomisinden serbest piyasa ekonomisine geçen ülkelerin kurumsal yapıları gibi faktörler de gelir eşitsizliğini etkilemektedir. Cyrek (2025) piyasa ekonomisine yeni geçen AB üyesi ülkelerin kurumlarını farklı şekilde yapılandırmasının gelir eşitsizliği yakınsamasını yavaşlatacağını iddia etmektedir. Bunun bir sonucu olarak eski AB üyesi ülkelerin gelir eşitsizliği yakınsamasının yeni AB üyesi ülkelere göre daha hızlı gerçekleştiği sonucuna ulaşmıştır. Eski Sovyet Bloku ülkelerinin AB'ye katılmasının ardından kurumsal dönüşüm ve küreselleşme baskısıyla kişi başına gelir ve ekonomik büyüme de artış gerçekleşirken, buna paralel olarak gelir eşitsizliğinde de artış gerçekleşmiştir. Gelir eşitsizliğindeki bu artış ekonomik büyüme sonucu artan refahın toplumsal tabana yayılmaması sonucunda gelir dağılımında bir iyileştirmeye neden olmaması ile açıklanabilir (Belke vd., 2019).

Literatür incelendiğinde ekonomik, demografik ve kurumsal belirleyicilerin gelir eşitsizliği üzerindeki etkisinin farklılık gösterdiği gözlenmektedir. Bu farklılığın kullanılan örnekleme, gelir eşitsizliği göstergesi ve yöntemlerin farklı olmasından kaynaklandığı düşünülmektedir. Literatürde ekonomik büyüme, ticari açıklık, sanayileşme düzeyi ve kamu harcamaları gibi ekonomik faktörlerin gelir eşitsizliği üzerindeki etkisinde bir uzlaşıya varılamadığı sonucuna ulaşılmıştır. Ayrıca literatürde mekânsal yayılma ve geçmiş dönemdeki gelir eşitsizliği kulübüne üye olmanın gelir eşitsizliği üzerindeki etkisini inceleyen çalışmaya rastlanılmamıştır. Bununla birlikte literatürde geniş Avrupa ülkeleri örnekleminde piyasa ve kullanılabilir gelir eşitsizlikleri kulüp oluşumlarının ardındaki belirleyicileri inceleyen çalışma da bulunmamaktadır. Literatürdeki bu boşlukları gidermek amacıyla çalışmada 1997-2023 dönemi için 36 Avrupa ülkesi örnekleminde piyasa ve kullanılabilir gelir eşitsizliği yakınsama kulüp oluşumları mekânsal yayılmayı hesaba katan dinamik mekânsal sıralı logit modeli ile analiz edilmiştir.

3. Veri ve Yöntem

3.1. Veri

Bu çalışmada 1997-2023 dönemini kapsayan yıllık dengeli panel veri seti kullanılarak 36 Avrupa ülkesi örnekleminde gelir eşitsizliğinin kulüp yakınsaması ve kulüp oluşumunun belirleyicileri analiz edilmiştir. Literatür doğrultusunda (Örn. Furceri ve Ostry, 2019; Ogundari, 2023; Vale, 2024; Cyrek, 2025) piyasa gelir ve kullanılabilir gelir eşitsizlik göstergeleri gelir eşitsizliği değişkeni olarak tercih edilmiştir. Bu veriler, SWIID (2026) veri tabanından derlenmiştir. Çalışmanın analiz dönemi 2008 Küresel Kriz, Avrupa Borç Krizi ve COVID-19 pandemisi dahil olmak üzere gelir dağılımını

etkileyecek yapısal şokları barındıracak şekilde belirlenmiştir. Bununla birlikte analiz dönemi için veriye erişim sorunu nedeniyle 45 ülkeden oluşan ilk örneklemden Arnavutluk, Bosna-Hersek, Karadağ, Kuzey Makedonya, Ukrayna, Azerbaycan, İzlanda, Malta ve Kosova çıkarılarak örneklem 36 ülkeye düşürülmüştür (Ek 1). Piyasa ve kullanılabilir gelir eşitsizliklerinin yakınsama kulüplerinin oluşumunun belirleyicilerini incelemek amacıyla dinamik mekânsal sıralı panel logit modeli tahmin edilmiştir. Bağımlı değişken, gelir eşitsizliği göstergelerine göre sıralanmış kulüp üyeliğini temsil eden sıralı bir kategorik değişkendir. Literatür doğrultusunda ekonomik, demografik ve kurumsal belirleyiciler olmak üzere bağımsız değişkenler üç kategoriye ayrılmıştır. Ekonomik büyüme, ticari açıklık, sanayileşme düzeyi ve kamu harcamaları ekonomik faktörleri, kentleşme ve 65 yaş üstü nüfus demografik faktörleri, AB üyeliği ve post-komünist üyelik ise kurumsal faktörleri temsil etmektedir. AB üyeliği ve post-komünist üyelik haricindeki bağımsız değişkenler Dünya Bankası (2026) veri tabanından elde edilmiştir. Ekonomik belirleyicilerden ekonomik büyüme, kişi başına düşen gelirin logaritması; ticari açıklık ihracat ve ithalatın toplam GSYH'ya oranı; sanayileşme düzeyi, toplam GSYH'da sanayi değerinin payı; kamu harcamaları, kamu harcamalarının GSYH'ya oranı ile ölçülmektedir. Demografik değişkenlerden kentleşme düzeyi, toplam nüfus içerisindeki kent nüfusunun payı; 65 yaş üstü nüfus ise toplam nüfus içerisindeki 65 yaş nüfusunun payı ile ölçülmüştür. AB değişkeni analiz döneminde üyeliğin olması durumunda 1, aksi takdirde 0 değeri alan zamanla değişen bir kukla değişkendir. Post-komünist değişkeni ise merkezi planlama ekonomisinden liberal ekonomiye geçen ekonomilerin benzer davranış sergileyip sergilemediğini test etmek amacıyla analize dahil edilen Sovyet Blokunda yer alması durumunda 1, yer almaması durumunda 0 değerini alan sabit bir kukla değişkendir. Tablo 2, değişkenlerin tanımlayıcı istatistiklerini göstermektedir.

Tablo 2. Tanımlayıcı İstatistikler

Değişkenler	Kısaltma	Ortalama	Standart Sapma	Min	Max	CV
Piyasa gelir eşitsizliği	mgini	47.230	4.124	32.800	56.300	0.087
Kullanılabilir gelir eşitsizliği	dgini	30.303	4.423	22.300	42.200	0.146
Ekonomik büyüme	pgdp	32013.046	26398.095	1034.392	133794.112	0.825
Ticari açıklık	open	55.771	27.730	20.914	197.110	0.497
Sanayileşme düzeyi	san	24.125	6.046	9.114	49.129	0.251
Kamu harcamaları	gov	36.030	7.766	15.840	62.411	0.216
Kentleşme	urb	70.768	12.380	42.490	98.189	0.175
65 yaş üstü nüfus	65p	16.691	3.378	6.630	24.125	0.199
AB üyeliği	EU	0.724	0.448	0	1	0.619
Post-komünist üyelik	PC	0.472	0.500	0	1	1.059

Tablo 2, Avrupa ülkelerinde yeniden dağıtım etkisini belirgin bir şekilde göstermektedir. Ortalama piyasa gelir eşitsizliği ile ortalama kullanılabilir gelir eşitsizliği arasındaki yaklaşık 17 puanlık fark vergi transfer sistemlerinin gelir eşitsizliğini ortalama yüzde otuz oranında düşürdüğünü göstermektedir. Bu bulgu, analizde iki göstergenin birlikte kullanılmasının gerekliliğini teyit etmektedir. Ayrıca kullanılabilir gelir eşitsizliğinin piyasa gelir eşitsizliğine göre daha heterojen dağılıma sahip olması ülkeler arasındaki farklılaşmanın yeniden dağıtım mekanizmasından kaynaklandığını göstermektedir. Bu durum Milanovic (2016)'ın ileri sürdüğü Avrupa'daki refah devletleri ve post-komünist devletler arasındaki yeniden dağıtım kapasiteleri arasındaki farkı açıklamaktadır. Tablo 2'ye göre kukla değişkenler dışında en heterojen dağılımına sahip bağımsız değişken ekonomik büyüme iken, en homojen dağılıma sahip değişken ise kentleşmedir. Özellikle kişi başına düşen gelirdeki minimum ve maksimum değerler arasındaki uçurum gelir düzeyi açısından Avrupa'daki heterojenliği desteklemektedir. Ticari açıklık da yüksek heterojenliğe sahip olup minimum ve maksimum değerleri arasındaki devasa fark küçük açık ekonomiler ile büyük veya görece kapalı ekonomiler arasındaki yapısal farklılığı yansıtmaktadır. Kamu harcamaları ve 65 yaş üstü nüfus da benzer şekilde görece düşük değişkenlik sergilese de minimum ve maksimum değerleri arasındaki fark kayda değerdir. Özellikle kamu harcamalarında gözlenen bu fark refah devleti kapasitesindeki heterojenliği yansıtmaktadır. Sanayileşme düzeyindeki farklılıklar ise hizmet ekonomisine geçiş sürecindeki ülkeler ile sanayinin

hâlâ baskın olduğu ekonomiler arasındaki yapısal ayrışmayı yansıtmaktadır. Örneklemin yaklaşık %72'sinin AB üyesi, %47'sinin ise post-komünist ülkelerden oluşması hem yeniden dağıtım kapasitesi hem de kurumsal miras açısından yeterli varyasyonun sağlandığını göstermektedir.

3.2. Yöntem

3.2.1. Kulüp Yakınsaması Yöntemleri

Geleneksel yakınsama yöntemlerine göre kulüp yapılarını içsel olarak belirleme, heterojenliği modelleme ve çoklu denge noktalarına yakınsama olanak tanıma gibi üstünlüklerinden dolayı çalışmada kulüp yakınsaması testleri tercih edilmiştir. Çalışmada kulüp üyeliğinin oluşumunda yapısal şoklardan etkilenme ve zamanla değişime esneklik tanınmasına göre farklılaşan Phillips ve Sul (2007) tarafından geliştirilen statik kulüp yakınsaması ve Tomal (2024) tarafından geliştirilen dinamik kulüp yakınsaması testleri birlikte kullanılmıştır. Phillips ve Sul (2007) tarafından geliştirilen log t testinin ilk aşamasında bağımlı değişken olan gelir eşitsizliğinin sistematik ve geçici bileşenlerine ayırması yapılır.

$$mgini_{it} = g_{it} + a_{it} \quad (1)$$

Burada, $mgini_{it}$ piyasa gelir eşitsizliğini, g_{it} sistematik bileşenleri ve a_{it} ise geçici bileşenleri temsil etmektedir. Log t testi genel bileşenle birime özgü bileşenleri zamanla değişen bir faktör modeli kullanarak ayırır.

$$mgini_{it} = \left(\frac{g_{it} + a_{it}}{\mu_{it}} \right) \mu_{it} = \delta_{it} \mu_{it} \quad (2)$$

(2) numaralı eşitlikteki μ_{it} ortak eğilim bileşenine, δ_{it} ise birimler ile ortak eğilim bileşeni arasındaki zamana bağlı ilişkiye karşılık gelmektedir. Log t testi h_t ile sembollenen geçiş yolunu oluşturarak bu ilişkiyi ortaya çıkarır.

$$h_{it} = \frac{mgini_{it}}{\frac{1}{N} \sum_{i=1}^N mgini_{it}} = \frac{\delta_{it}}{\frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \delta_{it}} \quad (3)$$

Yukarıdaki denklemdaki h_{it} birimlerin ayrı ayrı ortalamasına göre geçiş yolunun bir ölçüsüdür. Bununla birlikte panel ortalamasına göre yükleme katsayısını da ölçmektedir. h_{it} göstergesi bire yaklaştıkça ve aynı anda bu göstergenin kesitsel varyansı sifıra yaklaştıkça yakınsama gerçekleşmektedir.

$$H(t) = \left(\frac{1}{N} \right) \sum_{i=0}^N (h_{it} - 1)^2 \quad (4)$$

(5) numaralı denklemdeki $H(t)$ 'nin değerindeki azalma her zaman yakınsamanın gerçekleşeceği anlamına gelmez. Alt kulüplerde de yakınsama gerçekleşebilir. Yarıparametrik formdaki model bu duruma imkân sunacak esneklikte hazırlanmıştır.

$$\delta_{it} = \delta_i + \sigma_i \zeta_{it} L(t)^{-1} t^{-a} \quad (5)$$

Yukarıdaki yarıparametrik formdaki modelde δ_i sabit etkileri, ζ_{it} stokastik terimi, σ_i ise ölçek parametresini temsil etmektedir. Modeldeki bir diğer değişken olan $L(t)$ de yavaş değişen fonksiyon olarak tanımlanmaktadır. Bu modelde δ_{it} 'nin α yakınsama hızına dayanarak sabit etki terimine yaklaştığı varsayılmaktadır. Bu modelde yakınsama hipotezi $H_0: \alpha \geq 0$ şeklinde tanımlanmış olup log t testi ile analiz edilmektedir. Log t testinin regresyon formu şu şekildedir:

$$\log\left(\frac{H_1}{H_T}\right) - 2\log(L(t)) = a + b\log(t) + u_t, \quad t = [rT], [rt] + 1, \dots, T \quad (6)$$

Yukarıdaki log t regresyon modeli küçük örneklemelerde ($T \leq 50$), örneklemin yüzde otuzu ($r=0.3$) atıldıktan sonra tahmin edilir. Log t katsayısı $b=2\alpha$ olduğunda tek yönlü t testi kullanılarak alternatif hipoteze karşı sıfır hipotez test edilir. Testin tahmin sonucunda t istatistiğinin -1.65'den küçük değer alması durumunda sıfır hipotezi reddedilir. Genel yakınsamanın olmaması alt gruplar arasında yakınsamanın olmayacağı anlamına gelmemektedir. Bu durumda Phillips ve Sul alt gruplar arasındaki yakınsama kulüplerini belirlemek için son gözlem sıralaması, çekirdek grubun oluşturulması, kulüp üyeliği, tekrar ve sonlandırma, kulüp birleştirme aşamalarını kapsayan bir algoritma geliştirmiştir.

Tomal (2024), kulüp üyeliğinin, sayısının ve yapısının zaman içinde değişmesine imkân tanımayan Phillips-Sul (2007) yaklaşımını modifiye ederek yakınsama kulüplerini belirlemek için zamanla değişen yeni bir yöntem önermiştir. Bu yöntem analiz döneminin her zaman diliminde kulüplerin benzersiz bileşiminin tespit edilmesini sağlamaktadır. Tomal (2024), bütün zaman dilimlerinde kulüp yakınsama analizi tahminlerini elde etmek için log t testinin yerel doğrusal versiyonu kullanılarak yöntem değiştirilmiştir. Tomal (2024)'ın modifiye ettiği yeni algoritmanın ilk aşamasında paneldeki tüm

birimler t zamanındaki gözlemlere göre azalan düzende sıralanır. Çekirdek grup oluşturmaya olan ikinci aşamada modifiye edilmiş log t testi için %95 güven aralığının alt sınırının sifıra eşit veya sifirdan büyük olduđu birim çiftleri aranır. Tahmin aşamasında gözlemlerin %40'ını içeren bant genişliğinde çekirdek fonksiyonu kullanılır. Bununla birlikte, bu aşamada sınır etkisini dikkate alan güven aralıklarını üretmek için dairesel blok önyükleme uygulanmaktadır. Kulüp üyeliğinin belirlenmesi aşamasında, tamamlayıcı gruptaki diğ er birimler çekirdek gruba tek tek eklenir ve yakınsama durumunda yeni bir çekirdek grubu oluşturulur. Kulüp dışındaki birimleri yakınsama kulüplerine ayırmak için önceki adımlar tekrarlanır. Yakınsama kulüplerinin hiçbirine dahil olmayan birimler ise ıraksayan grup içerisine dahil edilir.

3.2.2. Kulüp Oluşumunun Belirleyicileri

Statik ve dinamik kulüp yakınsama testleri paneldeki birimleri kulüplere ayrıştırırsa da birimlerin neden o kulübe ayrıştığını açıklayamamaktadır. Bu testler kulüp üyeliğini tespit etse de kulüp üyeliğinin belirleyicilerini tespit edememektedir. Bartkowska ve Riedl (2012), bu sorunun üstesinden gelmek için kulüp yakınsaması yöntemlerini tamamlayıcı olarak sıralı panel logit modelinin kullanıldığı iki aşamalı bir prosedür önermiştir.

Orantılı olasılıklar modeli olarak da bilinen sıralı logit modelinin teorik temellerini McKelvey ve Zavoina (1975) oluşturmuştur. Bu model ikiden fazla kategoriye sahip olan ve her bir kategorinin ardışık bir sıra izlediği bağımlı değişkenler için tasarlanmıştır. Her ne kadar bağımlı değişkenin kategorileri sıralansa da kategoriler arasında mesafeler bilinmediği için doğrusal regresyon modeli yanlış ve tutarsız sonuçlar vermektedir. Bu yüzden bu yöntemde doğrusal regresyon modeli yerine sıralı regresyon modeli kullanılmalıdır. Model, gözlemlenmeyen gizil (y_{it}^*) değişkenin varlığına dayanmakta olup bu değişkenin açıklayıcı değişkenlere (X_{it}) bağılı olduğu varsayılmaktadır. Model şu şekilde formüle edilmektedir.

$$y_{it}^* = X_{it} + \varepsilon_{it} \quad (7)$$

Yukarıdaki eşitlikteki y_{it}^* kulüp üyeliğini, X_{it} ise kulüp üyeliğinin belirleyicileri olan ekonomik büyüme, ticari açıklık, sanayileşme düzeyi, kamu harcamaları, kentleşme düzeyi, 65 yaş üstü nüfus, AB üyeliği ve post-komünist üyeliği temsil etmektedir. Denklemdaki parametresi bağımsız değişkenlerin tahmin katsayısına ve ε_{it} ise hata terimine karşılık gelmektedir

Sıralı logit modeli MLE yöntemi ile tahmin edilmektedir. Ancak modelin yapısının sıralı olmasından dolayı modelden elde edilen katsayılar yanlış sonuçlar verebilmektedir. Bu yüzden açıklayıcı değişkenlerin kulüp oluşumu üzerindeki etkisini net bir şekilde hesaplayabilmek için marjinal etkiler hesaplanmalıdır.

Marjinal etkilerin hesaplanmasına ilişkin matematiksel formülasyon şu şekildedir:

$$p_{ic} = p(y_i = c) = {}_i(\gamma_c - \beta X_i) - {}_i(\gamma_{c-1} - \beta X_i) \quad (8)$$

Mekânsal gecikme değişkeni, bir ülkenin komşularının kulüp üyeliklerinin ağırlıklı ortalaması olarak hesaplanmıştır. Mekânsal ağırlık matrisi satır-standardize edilmiş ters uzaklık yöntemiyle oluşturulmuştur. Bu yöntemde ülke çiftleri arasındaki ağırlık coğrafi merkezler arası uzaklığın tersi olarak tanımlanmakta; böylece yakın ülkelere daha yüksek ağırlık verilmektedir. Ters uzaklık yönteminin tercih edilmesinin temel gerekçesi, gelir eşitsizliğini şekillendiren sınır ötesi işgücü hareketliliği, ticaret ve kurumsal yayılma gibi kanalların etkisinin mesafe ile zayıflamasıdır.

4. Model ve Bulgular

Bu çalışmada 1997-2023 dönemi için 36 Avrupa ülkesi örnekleminde piyasa ve kullanılabilir gelir eşitsizliklerinin yakınsayan kulüplerin varlığı ve kulüp oluşumunun belirleyicilerinin tespiti amaçlanmaktadır. Bu amaç doğrultusunda ilk aşamada piyasa ve kullanılabilir gelir eşitsizlikleri için statik ve dinamik kulüp yakınsaması testlerine başvurulmuştur. Ardından piyasa ve kullanılabilir gelir yakınsama kulüp üyeliklerinin belirleyicilerinin tespiti için kurulan dört model dinamik sıralı panel logit yöntemi ile analiz edilmiştir. Piyasa gelir eşitsizliği için kurulan birinci modelde açıklayıcı değişkenler olarak ekonomik büyüme, ticari açıklık, sanayileşme düzeyi, 65 yaş üstü nüfus, kentleşme ve post-komünist üyeliği; ikinci modelde bu açıklayıcı değişkenlere kulüp üyeliğinin mekânsal gecikmesini yansıtan değişken eklenmiştir. Benzer şekilde kullanılabilir gelir eşitsizliği için kurulan üçüncü modelde belirleyiciler olarak ekonomik büyüme, kamu harcamaları, 65 yaş üstü nüfus, post-komünist üyelik ve AB üyeliği seçilirken, dördüncü modelde bu değişkenlere ek olarak kulüp üyeliğinin mekânsal gecikmesini yansıtan değişken dahil edilmiştir. Piyasa gelir eşitsizliğinin yakınsama kulüplerini tespit etmek için uygulanan Phillips- Sul (2007) tarafından geliştirilen log t testi sonuçları Tablo 3’de raporlanmaktadır.

Tablo 3. Piyasa Gelir Eşitsizliği Log t Testi Sonuçları

	b	Std. Hata	t stat.	N	Kulüp Üyeleri
Panel	-0.827	0.001	-86.535***		
Kulüp 1 (N=19)	0.613	0.224	2.743**	19	Almanya, Birleşik Krallık, Fransa, Litvanya, Sırbistan, Yunanistan, İtalya, İrlanda, Finlandiya, Portekiz, Avusturya, Bulgaristan, Danimarka, İsveç, İspanya, Güney Kıbrıs, Norveç, Hollanda, Türkiye
Kulüp 2 (N=14)	0.381	0.040	9.504***	14	Belçika, Macaristan, Moldova, Polonya, Letonya, Lüksemburg, Gürcistan, Estonya, Ermenistan, Hırvatistan, İsviçre, Romanya, Çek Cumhuriyeti, Slovenya
Kulüp 3 (N=3)	-0.012	0.048	-0.249	3	Rusya, Slovakya, Belarus

Not: *, **, *** ise sırasıyla %10, %5 ve %1 anlamlılık düzeylerini belirtir.

Tablo 3’de yer alan log t test istatistiği %5 anlamlılık düzeyindeki -1.65 kritik değerinin çok altındadır. Bu sonuç, panel genelinde piyasa gelir eşitsizliğinde mutlak bir yakınsama olmadığını ileri süren sıfır hipotezinin reddedilmesine yol açmaktadır. Panel genelinde mutlak yakınsamanın olmaması alt gruplar arasında da yakınsamanın olmayacağı anlamına gelmez. Alt gruplar arasındaki yakınsamanın varlığını inceleyen kümeleme algoritması piyasa gelir eşitsizliği için 3 yakınsama kulübünün varlığına işaret etmektedir. Yüksek piyasa gelir eşitsizliğini temsil eden Kulüp 1, 19 ülkeden oluşarak en kalabalık gruptur. Almanya, Fransa, Birleşik Krallık ve İtalya gibi Batı Avrupa ülkeleri ile Türkiye ve Bulgaristan gibi gelir eşitsizliğinin üst düzeyde olduğu ülkeler bu kulübün üyeleridir. Anlamlı düzeyde pozitif yakınsama hızının varlığı kulüp içi yakınsamanın sürdüğüne işaret etmektedir. Orta düzey piyasa gelir eşitsizliğini temsil eden Kulüp 2, on dört ülkeden oluşmaktadır. Bu kulüpte Polonya, Macaristan, Romanya, Çek Cumhuriyeti, Slovenya, Estonya, Letonya gibi post-komünist ülkelerin yanında Belçika, Lüksemburg ve İsviçre gibi Batı Avrupa ülkeleri de yer almaktadır. Düşük piyasa gelir eşitsizliğine karşılık gelen Kulüp 3; Rusya, Slovakya ve Belarus’tan oluşmaktadır. Benzer tarihi ve kurumsal özelliklere sahip olan ülkelerin yer aldığı bu kulüpte yakınsama hızı anlamsız negatif değer almaktadır. Üçüncü kulüp hariç diğer iki kulüp coğrafi olarak heterojen dağılıma sahiptir. Ayrıca Kulüp 1’de piyasa gelir eşitsizliğinin yüksek olduğu Türkiye ve Bulgaristan ile Danimarka, İsveç ve Norveç gibi İskandinav ülkelerinin birlikte yer alması piyasa gelir eşitsizliği yakınsama kulüp oluşumunda yeniden dağıtım mekanizmasının etkin olmadığını teyit etmektedir.

Yeniden dağıtım mekanizmasının etkin olmasıyla kulüp oluşumlarının nasıl değiştiğini tespit etmek için Tablo 4'te sunulan kullanılabilir gelir eşitsizliği log testi sonuçları incelenmelidir.

Tablo 4. Kullanılabilir Gelir Eşitsizliği Log t Testi Sonuçları

	b ^a	Std. Hata	t stat.	N	Kulüp Üyeleri
Panel	-0.4248	0.007	-57.496***		
Kulüp 1 (N=5)	0.289	0.074	3.899***	5	Türkiye, Bulgaristan, Litvanya, Gürcistan, Danimarka
Kulüp 2 (N=10)	0.417	0.053	7.835***	10	Letonya, Ermenistan, İtalya, İspanya, İsviçre, Almanya, Güney Kıbrıs, Lüksemburg, İsveç, Hırvatistan
Kulüp 3 (N=21)	0.008	0.039	0.204	21	Birleşik Krallık, Portekiz, Estonya, Moldova, Yunanistan, Sırbistan, Rusya, Fransa, Polonya, Avusturya, İrlanda, Romanya, Hollanda, Macaristan, Norveç, Finlandiya, Belçika, Belarus, Çek Cumhuriyeti, Slovenya, Slovakya

Not: *, **, *** ise sırasıyla %10, %5 ve %1 anlamlılık düzeylerini belirtir.

Tablo 4'de sunulan log t test istatistiği %5 anlamlılık düzeyi olan -1.65'in oldukça aşağısındadır. Bu sonuca göre kullanılabilir gelir eşitsizliği için panel genelinde mutlak bir yakınsama olmadığını iddia eden sıfır hipotezi reddedilmektedir. Panel genelinde mutlak yakınsamanın olmadığını anlaşılmamasının ardından kümeleme algoritması ile alt gruplar arasındaki yakınsama analiz edilmiş ve 3 yakınsama kulübünün varlığına rastlanmıştır. Yüksek kullanılabilir gelir eşitsizliğine karşılık gelen Kulüp 1; Bulgaristan, Danimarka, Gürcistan, Litvanya ve Türkiye olmak üzere beş ülkeden oluşmaktadır. Yeniden dağıtım mekanizmasının ardından Bulgaristan ve Türkiye gibi yüksek gelir eşitsizliğine sahip olan ülkeler ile Danimarka gibi düşük gelir eşitsizliğine sahip ülkenin aynı kulüpte yer alması dikkat çekmektedir. Bu durum kulüp yakınsamasının ülkelerin gelir eşitsizliği değerleri yerine gelir eşitsizliği değerlerinin dönem içerisindeki gösterdiği davranışı esas aldığını göstermektedir. Diğer İskandinav ülkelerden farklı olarak Danimarka'nın bu kulüpte bulunması ise dönem içerisindeki yapısal şokların ülkelerin gelir eşitsizliği üzerindeki etkilerinin farklılaşması ile açıklanabilir.

Orta düzey kullanılabilir gelir eşitsizliğini temsil eden Kulüp 2'de on ülke yer almaktadır. Bu kulüpte İtalya, İspanya, Almanya, İsviçre gibi Güney ve

Batı Avrupa ülkelerinin yanında Ermenistan ve Letonya gibi ülkeler de vardır. Diğer kulüplere göre daha yüksek kulüp içi yakınsama hızına sahip olan bu kulüpte coğrafi heterojenlik gözlemlenmektedir.

Düşük kullanılabilir gelir eşitsizliğini temsil eden Kulüp 3; 21 ülkeyi içermesinden dolayı en kalabalık gruptur. Bu kulüpte Birleşik Krallık, Norveç, Finlandiya ve Belçika gibi yeniden dağıtım mekanizmasının etkin çalıştığı ülkeler ile Rusya, Belarus, Moldova, Sırbistan gibi post-komünist ülkeler yer almaktadır. Kulüp içi yakınsamayı gösteren b katsayısının aldığı düşük değer kulüp içerisindeki bu heterojen dağılımı yansıtmaktadır.

Tablo 3 ve Tablo 4 birlikte incelendiğinde, piyasa gelir eşitsizliğinde Kulüp 1'de bulunan Almanya, Fransa, Birleşik Krallık ve İtalya gibi Batı Avrupa ülkelerinin kullanılabilir gelir eşitsizliğinde Kulüp 2 ve Kulüp 3'e geçmiştir. Bu durum bu ülkelerdeki yeniden dağıtım sisteminin piyasa gelir eşitsizliğini önemli ölçüde düşürdüğünü göstermektedir.

Piyasa ve kullanılabilir gelir eşitsizliği için uygulanan log t testi sonuçları yakınsama kulüplerinin varlığını ve sayısını tespit etse de kulüp üyeliğinin ve kulüp sayısının zamanla sabit olduğunu varsaymış ve yapısal şokları görmezden gelmiştir. Bu sorunun çözümüne yönelik Tomal (2024), kulüp üyeliğinin ve kulüp sayısının zamanla değişebilmesi esnekliği kazandıran ve yapısal şokları dikkate alacak şekilde log t testini modifiye ederek geliştirmiştir. Piyasa ve kullanılabilir gelir eşitsizliğinin yakınsayan kulüplerinin varlığını tespit etmek için Tomal (2024) tarafından geliştirilen dinamik kulüp yakınsaması testi sonuçları Tablo 5'tedir.

Tablo 5. Piyasa ve Kullanılabilir Gelir Eşitsizliği Dinamik Kulüp Yakınsaması Testi Sonuçları

Yıl	mgini Kulüp Sayısı	mgini Ayrışan	dgini Kulüp Sayısı	dgini Ayrışan
2005	2	17	5	2
2006	2	17	3	6
2007	2	6	3	5
2008	2	7	2	11
2009	5	2	2	1
2010	4	0	2	3
2011	4	1	3	4
2012	3	1	3	7
2013	3	0	3	0
2014	3	1	3	2
2015	2	1	2	2
2016	2	1	2	4
2017	3	3	2	3

2018	2	3	2	3
2019	3	3	2	2
2020	3	4	1	2
2021	5	0	3	2
2022	4	0	3	2
2023	4	0	1	2

Tablo 5'teki dinamik kulüp yakınsaması testi sonuçlarına göre piyasa gelir eşitsizliğinde kulüp sayısı 2005-2023 döneminde 2 ile 5 arasında dalgalanmaktadır. 2005 ve 2008 yılları arasında kulüp sayısı istikrarlı biçimde 2 iken, bu dönemde ayrıışan ülke sayısı 17'den 7'ye gerilemiştir. Küresel finansal krizin etkisiyle 2009'da kulüp sayısı 5'e çıkmış ve 2015'e kadar kademeli olarak kulüp sayısı 2'ye gerilemiştir. Ayrıca bu dönemde ayrıışan ülke sayısı 0'a kadar düşmüştür. 2020'ye kadar göreceli istikrarlı bir seyir izleyen kulüp sayısı COVID-19 pandemisinin etkisiyle 2021'de yeniden 5'e yükselmiştir. Ayrıca pandemi tüm ülkeleri bir kulübe yerleştirmiş ve ayrıışan ülke sayısı 0'a düşmüştür.

Dinamik kulüp yakınsaması testi sonuçlarında kullanılabilir gelir eşitsizliği piyasa gelir eşitsizliğine göre farklı bir seyir izlemektedir. Kullanılabilir gelir eşitsizliğinde benzer şekilde analiz dönemi boyunca kulüp sayısı 2 ile 5 arasında dalgalansa da takip ettiği yörünge farklıdır. Kullanılabilir gelir eşitsizliğinde 2005'te 5 olan kulüp sayısı 2008'de 2'ye gerilemiştir. Ancak bu dönemde ayrıışan ülke sayısı 2 ile 11 arasında dalgalanmıştır. Bu dalgalanma Avrupa ülkelerinin yeniden dağıtım sistemlerinin Küresel finans krizine verdiği asimetrik tepkiye bağlanabilir. 2009'da kulüp sayısının 2'ye düşmesi ve ayrıışan ülke sayısının 3'e gerilemesi küresel finansal krize karşı Avrupa ülkelerinin ortak yeniden dağıtım politikalarında başarılı olduğunu göstermektedir. 2020'ye kadar istikrarlı bir şekilde 2 olan kulüp sayısı pandeminin etkisine karşı uygulanan yeniden dağıtım politikaları ile 2020'de 1'e düşmüştür. Bu bulgu COVID-19 pandemisinin ekonomik maliyetlerine karşı yürütülen mali destek paketlerinin kullanılabilir gelir eşitsizliğinde homojenleşmeye yol açarak ülkeleri tek bir kulübe topladığına işaret etmektedir.

Dinamik kulüp yakınsaması testi sonuçları iki eşitsizlik göstergesi için birlikte incelendiğinde kriz dönemleri piyasa gelir eşitsizliğinde kulüp sayısını artırırken, kullanılabilir gelir eşitsizliğinde kulüp sayısını azaltmaktadır. Bu zıtlık, Avrupa ülkelerinde yeniden dağıtım mekanizmasının kriz dönemlerinde devreye girdiğini desteklemektedir. Kulüp yakınsama testleri yakınsama kulüpleri oluşturmuş ve oluşan kulüplerin yapısının zamana göre değiştiğini incelemektedir, ancak bu oluşumda ve dönüşümde mekânsal yayılmanın etkisini dikkate almamaktadır. Komşu ülkelerin piyasa ve kullanılabilir gelir

eşitsizlikleri için oluşturulan yakınsama kulüplerinde kümelenme eğilimi gösterip göstermediği tespit edilememektedir. Bu sorunu çözmek için komşu ülkelerin aynı kulüplerde yer alıp almadığını aydınlatmak için Moran's I testine başvurulmuştur. Moran's I testi sonuçları Tablo 6'da sunulmaktadır.

Tablo 6. Moran's I Testi Sonuçları

Yıl	mgini Moran's I	mgini olasılık değeri	dgini Moran's I	dgini olasılık değeri
2005	-1.088	0.862	-0.719	0.764
2006	-0.657	0.744	-0.169	0.567
2007	-0.781	0.783	-0.341	0.634
2008	0.141	0.444	-1.336	0.909
2009	0.098	0.461	1.300*	0.097
2010	-0.030	0.512	3.494***	0.001
2011	2.725***	0.003	0.171	0.432
2012	2.054**	0.020	1.539*	0.062
2013	-0.028	0.511	1.821**	0.034
2014	0.493	0.311	2.668***	0.004
2015	-0.402	0.656	0.721	0.236
2016	-0.402	0.656	0.548	0.292
2017	0.619	0.268	0.615	0.270
2018	-0.404	0.657	-0.387	0.651
2019	-0.277	0.609	0.038	0.485
2020	-0.451	0.674	—	—
2021	0.444	0.329	-0.851	0.803
2022	0.445	0.328	-0.851	0.803
2023	-0.414	0.661	—	—

*Not: *, **, *** ise sırasıyla %10, %5 ve %1 anlamlılık düzeylerini belirtir.*

Tablo 6'ya göre piyasa gelir eşitsizliği kulüp üyeliğinde 2005-2023 dönemi boyunca sadece 2011 ve 2012 yıllarında anlamlı düzeyde mekânsal yayılma etkisine rastlanmıştır. Bu dönem Avrupa Borç Krizi dönemine karşılık gelmektedir. Bu durum Avrupa Borç krizi döneminde piyasa gelir eşitsizliği kulüp oluşumunda komşu ülkelerin benzer yörüngeler izlediğini göstermektedir. Dönem boyunca yalnızca iki yılda mekânsal otokorelasyonun varlığının tespit edilmesi piyasa gelir eşitsizliğinde kulüp oluşumunun coğrafi yakınlıktan ziyade yapısal faktörlerle belirlendiğine işaret etmektedir. Kullanılabilir gelir eşitsizliği kulüp oluşumunda 2009, 2010, 2012, 2013 ve 2014 yıllarında anlamlı düzeyde mekânsal yayılma etkisine rastlanmaktadır. Bu dönem Avrupa Borç Krizine karşı ülkelerin uyguladığı daraltıcı politikaların yoğunlaştığı dönemdir. Komşu ülkelerin benzer yeniden dağıtım politikaları uygulaması mekânsal kümelenmeyi gerekçelendirmektedir. Eşitsizlik göstergelerinin kulüp

oluşumu üzerindeki mekânsal yayılma etkisinin varlığı karşılaştırıldığında mekânsal yayılmanın kullanılabilir gelir eşitsizliği kulüp üyeliği oluşumundaki etkisi daha belirgindir. Bu fark, yeniden dağıtım politikalarının mekânsal yayılma etkisi oluşturduğunu göstermektedir. Bu bulgu özellikle her iki eşitsizlik göstergesi için yakınsama kulüp oluşumlarının belirlenmesinde dinamik sıralı logit modeline mekânsal gecikme değişkeninin eklenmesini gerektirmektedir. Piyasa ve kullanılabilir gelir eşitsizlikleri için mekânsal yayılmanın dikkate alınmadığı ve alındığı dinamik sıralı logit modellerinin sonuçları Tablo 7’de raporlanmaktadır.

Tablo 7. Dinamik Sıralı Logit Modelleri Sonuçları

Değişken	Model 1	Model 2	Model 3	Model 4)
Panel A: Yol Bağımlılığı				
lag_club (Doğrusal .L)	3.196*** (0.524)	2.819*** (0.568)	1.948** (0.692)	2.502*** (0.739)
lag_club (Karesel .Q)	- 1 . 0 1 5 * (0.444)	-0.831* (0.479)	-2.253*** (0.599)	-2.121*** (0.635)
Panel B: Kulüp Oluşumunun Belirleyicileri				
lnpgdp	0.457* (0.205)	0.587** (0.218)	0.385* (0.180)	0.433* (0.192)
open	-0.017 (0.119)	0.095 (0.125)	—	—
san	-0.058 (0.110)	0.059 (0.115)	—	—
urb	0.073 (0.119)	0.223* (0.128)	-0.143 (0.121)	-0.150 (0.128)
pop65p	-0.098 (0.113)	-0.430*** (0.124)	-0.477*** (0.114)	-0.383** (0.120)
pc	1.599*** (0.408)	2.323*** (0.444)	0.669* (0.328)	0.977** (0.350)
gov	—	—	0.401** (0.124)	0.315* (0.130)
EU	—	—	0.013 (0.299)	0.083 (0.316)
W_club	—	1.492*** (0.128)	—	1.027*** (0.114)
Panel C: Uyum İstatistikleri				
Gözlem sayısı	574	574	574	574
AIC	1045.65	877.96	823.73	734.07
Log-likelihood	-508.83	-423.98	-399.87	-354.04
LR Testi	211.88***		199.44***	

Not: Parantez içindeki değerler standart hataları göstermektedir. lag_club polinomial kontrast katsayılarıdır: Doğrusal bileşen (.L) bir önceki yılın kulüp atamasının doğrusal etkisini, karesel bileşen (.Q) orta kulüplere yakınsama eğilimini göstermektedir.

Tablo 7, yol bağımlılığı, kulüp oluşumunun belirleyicileri ve uyum ölçütlerinin istatistiki sonuçlarından oluşmaktadır. Uyum istatistikleri incelendiğinde piyasa gelir eşitsizliği için kurulan modeller arasında mekânsal yayılma etkisinin hesaba katıldığı ikinci modelde AIC ve Log-likelihood değerlerinin daha düşük olduğu gözlenmektedir. Benzer şekilde kullanılabilir gelir eşitsizliğinde de mekânsal yayılmanın dikkate alındığı dördüncü modelde AIC ve Log-likelihood uyum ölçüt değerleri daha düşüktür. Bir diğer uyum ölçütü göstergesi LR testi de yol bağımlılığını hesaba katmayan statik modellerin her iki eşitsizlik göstergesi için de reddedildiğini göstermektedir. Bu bulgulara göre en etkin modeller her iki eşitsizlik göstergesi için de yol bağımlılığını ve mekânsal yayılma etkisini dikkate alan Model 2 ve Model 4’tür. Tablo 7’deki yol bağımlılığı sonuçlarına göre kulüp üyeliğinin doğrusal gecikmesi dört modelde de anlamlı pozitif etkiye sahiptir. Bu bulgu, geçmiş dönemdeki kulüp üyeliklerinin mevcut kulüp üyeliği üzerindeki etkisinin varlığını kanıtlamaktadır. Kulüp üyeliğinin karesel gecikmesi ise dört modelde anlamlı negatif etkiye sahiptir. Bu negatif etki uç gelir eşitsizliği kulüplerindeki ülkelerin zamanla orta kulübe doğru dönme eğilimine sahip olduğunu göstermektedir. Bu bulgular birlikte değerlendirildiğinde Avrupa’da gelir eşitsizliği kulüp yapısının güçlü bir ataleti olduğu ancak zamanla uç kulüpteki ülkelerin orta kulübe çekilme eğilimine sahip olduğu söylenebilir. Doğrusal kulüp üyeliği gecikmesine benzer şekilde mekânsal yayılmanın da kulüp oluşumunda anlamlı pozitif etkisi vardır. Bu bulgu Moran’s I test sonuçlarını desteklemekte komşu ülkelerinin kulüp üyeliği ülke kulüp üyeliğinin üzerindeki etkisinin varlığını ortaya koymaktadır. Ayrıca piyasa gelir eşitsizliğinde mekânsal gecikme katsayısının daha yüksek olması piyasa dinamiklerinde mekânsal yayılmanın daha belirgin olduğuna bağlanabilir.

Tablo 7’ye göre ekonomik büyüme ve post-komünist üyelik piyasa gelir eşitsizliğinin kulüp oluşumunda her iki model için de anlamlı pozitif etkiye sahip iken, 65 yaş üstü nüfus sadece ikinci modelde anlamlı negatif etkiye sahiptir. Ticari açıklık, sanayileşme düzeyi ve kentleşmenin etkileri ise anlamlı değildir. Bu bulgulara göre ekonomik büyüme ve post komünist üyeliğinin yüksek piyasa gelir eşitsizliği kulübünde yer alma olasılığını artırmakta, 65 yaş üstü nüfusun ise düşük piyasa gelir eşitsizliği kulübünde yer alma olasılığını artırmaktadır. Bulgular ekonomik büyüme, post komünist üyelik, 65 yaş üstü nüfus, yol bağımlılığı ve mekânsal yayılmanın piyasa gelir eşitsizliği kulüp oluşumunu belirlediğine işaret etmektedir. Ticari açıklık, sanayileşme ve kentleşme ise belirleyiciler arasında değildir.

Tablo 7’de kullanılabilir gelir eşitsizliği kulüp oluşumunda her iki model için ekonomik büyüme, kamu harcamaları ve post-komünist üyelik anlamlı pozitif etkiye, 65 yaş üstü nüfus ise anlamlı negatif etkiye sahiptir. Kentleşme

ve AB üyeliğinin ise kulüp üyeliği oluşumu üzerinde anlamlı etkisi tespit edilememiştir. Bulgulara göre kullanılabilir gelir eşitsizliğinin kulüp oluşumu belirleyicileri ekonomik büyüme, kamu harcamaları, post komünist üyelik, yol bağımlılığı ve mekânsal yayılmadır. Dinamik sıralı logit modelinin katsayıları etkinin büyüklüğünü göstermede yanlı ve tutarsız sonuçlar verme ihtimalinden dolayı, belirleyicilerin kulüp oluşumu üzerindeki etkinin büyüklüğünü tespit edebilmek için uyum ölçütlerine göre belirlenen etkin modeller (Model 2, Model 4) için marjinal etkiler hesaplandı ve sonuçlar Tablo 8 ve Tablo 9'da raporlanmaktadır.

Tablo 8. Marjinal Etkiler Sonuçları (Model 2)

Değişken	Kulüp 1	Kulüp 2	Kulüp 3	Kulüp 4	Kulüp 5
lnpgdp	0.082***	0.129***	0.065***	0.029***	0.006***
open	0.013	0.021	0.011	0.005	0.001
san	0.008	0.013	0.007	0.003	0.001
urb	0.031	0.049	0.025	0.011	0.002
pop65p	-0.060***	-0.095***	-0.048***	-0.021***	-0.004***
pc	0.326***	0.511***	0.257***	0.114***	0.022***
W_clubm	0.209***	0.328***	0.165***	0.073***	0.014***
lag_clubm (Doğrusal .L)	0.396***	0.620***	0.312***	0.139***	0.027***
lag_clubm (Karesel .Q)	-0.117***	-0.183***	-0.092***	-0.041***	-0.008***

*Not: *, **, *** ise sırasıyla %10, %5 ve %1 anlamlılık düzeylerini belirtir.*

Tablo 8, piyasa gelir eşitsizliği için mekânsal yayılmayı dikkate alan dinamik sıralı logit modelinin (Model 2) marjinal etkilerini sunmaktadır. Bağımlı değişken olan kulüp üyeliği, Tomal (2024) tarafından modifiye edilen dinamik kulüp yakınsaması yaklaşımıyla belirlenmiştir. Bu yaklaşımın statik yaklaşımlardan farklı olarak kulüp üyeliğinin ve kulüp yapısının yapısal şoklara bağlı olarak dönem içerisinde değişmesine imkân sunmasından dolayı marjinal etkiler yıllara göre şekillenen dinamik bir kulüp yapısına göre tahmin edilmiştir. Marjinal etkiler incelendiğinde yol bağımlılığının kulüp oluşumunda belirleyici rolü göze çarpmaktadır. Özellikle kulüp üyeliğinin doğrusal gecikmesinin Kulüp 2 oluşumu üzerindeki güçlü etkisi Avrupa'da piyasa gelir eşitsizliği kulüp yapısındaki ataletin varlığını desteklemektedir. Kulüp üyeliğinin karesel gecikmesinin negatif etkileri ise bu ataletin Kulüp 1 ve Kulüp 2'de geçici olduğunu; bu kulüplerdeki üyelerin uzun dönemde orta kulüplere geçme eğiliminde olduğunu göstermektedir. Marjinal etki sonuçlarına

göre yol bağımlılığından sonra piyasa gelir eşitsizliği kulüp oluşumunda etkili belirleyici post-komünist mirastır. Post-komünist üyelik Kulüp 2'ye girme olasılığını 0.511, Kulüp 1'e girme olasılığını 0.326 artırmaktadır. Bu etkinin şiddetinin bu kadar belirgin olması bu ülkelerde planlı ekonomiden piyasa ekonomisine geçiş sürecinde yaşanan özelleştirme şokları ve emek piyasasının yapısal dönüşümü ile açıklanabilir (Milanovic, 2016). Sovyet Bloğunun çözülmesinden otuz yıldan daha fazla süre geçmesine rağmen post-komünist geçmişin kulüp oluşumu üzerindeki belirgin etkisi, kurumsal dönüşümün gerçekleşme hızının yeterli olmadığına işaret etmektedir.

Post-komünist üyeliğinin ardından piyasa gelir eşitsizliği kulüp oluşumunda belirleyicilik gücü en yüksek olan mekânsal yayılma etkisidir. Özellikle mekânsal yayılmanın Kulüp 2 üzerindeki belirgin etkisi bu kulüpteki coğrafi olarak homojen bir dağılıma sahip olduğuna işaretler. Bu bulguya göre piyasa gelir eşitsizliği yalnızca yapısal faktörlerden değil sınır aşan mekânsal faktörlerden de etkilenmektedir. Ekonomik büyüme de piyasa gelir eşitsizliği kulüp oluşumu üzerinde anlamlı pozitif etkiye sahiptir. Ekonomik büyümedeki bir birimlik artış Kulüp 1'de yer alma olasılığını 0.082 birim artırırken, Kulüp 2'de yer alma olasılığını ise 0.129 birim artırmaktadır. Ardından ekonomik büyümenin diğer kulüplerde yer alma olasılığını artırması kademeli bir şekilde düşmektedir. Bu bulgular, Cyrek (2025)'in bulgularını desteklemektedir. Cyrek (2025) ekonomik büyümenin piyasa gelir eşitsizliği üzerindeki artırıcı etkisini yapısal değişimle birlikte kısa dönemde yüksek verimli ve genişleyen sektörlerin vasıflı işçilere yönelik talebinin artması ile açıklamaktadır. Piyasa gelir eşitsizliği kulüp oluşumunun demografik belirleyicisi ise 65 yaş üstü nüfustur. Tablo 8'e göre 65 yaş üstü nüfustaki bir birimlik artış Kulüp 2'de bulunma olasılığını 0.095 birim azaltmaktadır. Ticari açıklık, sanayileşme düzeyi ve kentleşmenin marjinal etkileri ise istatistiksel olarak anlamsız düzeydedir. Bu üç göstergenin tüm kulüpler için marjinal etkileri 0.05'in altında kalarak ihmal edilebilir düzeydedir.

Tablo 9. Marjinal Etkiler Sonuçları (Model 4)

Değişken	Kulüp 1	Kulüp 2	Kulüp 3
lnpgdp	0.076***	0.102***	0.051***
gov	0.055***	0.074***	0.037***
urb	-0.026	-0.035	-0.018
pop65p	-0.067***	-0.091***	-0.045***
pc	0.171***	0.231***	0.114***
EU	0.015	0.0120	0.010
W_clubd	0.180***	0.243***	0.120***
lag_clubd (Doğrusal .L)	0.437***	0.592***	0.292***
lag_clubd (Karesel .Q)	-0.370***	-0.501***	-0.247***

*Not: *, **, *** ise sırasıyla %10, %5 ve %1 anlamlılık düzeylerini belirtir.*

Tablo 9, kullanılabilir gelir eşitsizliği için mekânsal yayılmayı dikkate alan dinamik sıralı logit modelinin (Model 4) marjinal etkilerini sunmaktadır. Bu modelde de bağımlı değişken olan kulüp üyeliği dinamik kulüp yakınsaması yaklaşımıyla belirlenmiştir. Marjinal etkiler incelendiğinde piyasa gelir eşitsizliğine benzer şekilde kullanılabilir gelir eşitsizliği kulüp oluşumunda yol bağımlılığı en güçlü belirleyicidir. Kulüp üyeliğinin doğrusal gecikmesindeki bir birimlik artışın Kulüp 2’de yer alma olasılığını 0.592 birim artırması kulüp yapısındaki ataletin varlığını kanıtlamaktadır. Kulüp üyeliğinin karesel gecikmesindeki bir birimlik artışın Kulüp 2’de bulunma olasılığını (-0.501) güçlü azaltıcı etkisinin varlığı uç kulüplerdeki ülkelerin uzun dönemdeki orta eşitsizlik düzeyindeki kulübe hareket eğiliminde olduğuna işaret etmektedir. Piyasa gelir eşitsizliğinden farklı olarak kullanılabilir gelir eşitsizliğinin kulüp oluşumunda yol bağımlılığından sonraki en belirleyici faktör mekânsal yayılma etkisidir. Mekânsal yayılmayı yansıtan mekânsal gecikme değişkenindeki bir birimlik değişim Kulüp 2’de bulunma olasılığını 0.243 birim artırmaktadır. Bu bulgu özellikle kriz dönemlerinde yeniden dağıtım politikalarının ve mali politikaların sınır ötesi bulaşma etkisine sahip olduğunu doğrulamaktadır. Post-komünist miras piyasa gelir eşitsizliğindeki kadar olmasa da kullanılabilir gelir eşitsizliği kulüp oluşumunda da önemli bir belirleyicidir. Post-komünist üyeliğin Kulüp 2’de yer alma olasılığını 0.231 birim artırması kurumsal geçmişin etkilerin hala sürdüğünü göstermektedir. Kamu harcamalarındaki bir birim değişimin Kulüp 2’ye üye olma olasılığını 0.074 birim, Kulüp 1’e üye olma olasılığını 0.055 birim artırması Bartak vd. (2025)’in bulgularını doğrulamaktadır. Bartak vd. (2025), bu durumu kamu kaynaklarının transfer harcamaları ile toplum tabanına yayılamaması ile açıklamaktadır. Bu bulgu, gelir eşitsizliği ile mücadelede kamu harcamalarının miktarından ziyade hedefe ulaşmaya yönelik politikaların yürütülmesi gerektiğini somutlaştırmaktadır.

Tablo 9’a göre kullanılabilir gelir eşitsizliği kulüp oluşumunun demografik belirleyicisi 65 yaş üstü nüfustur. 65 yaş üstü nüfustaki bir birimlik değişim Kulüp 2’ye üyelik olasılığını 0.091 birim, Kulüp 1 üyelik olasılığını 0.067 birim azaltmaktadır. 65 yaş üstü nüfusun kullanılabilir gelir eşitsizliği üzerindeki azaltıcı etkisine dair bu bulgu Furceri ve Ostry (2019)’ı desteklemektedir. Furceri ve Ostry (2019), bu negatif etkiyi nüfusun yaşlanması ile sosyal transfer emekli maaşları gibi yeniden dağıtım mekanizmalarının gelir eşitsizliğini azaltmasına bağlamıştır. Piyasa gelir eşitsizliğine benzer şekilde kullanılabilir gelir eşitsizliğinde de kentleşmenin kulüp oluşumu üzerinde anlamlı etkisi yoktur. Anlamlı etkinin yokluğu tanımlayıcı istatistiklerde kentleşmenin Avrupa ülkeleri arasında görece homojen bir dağılıma sahip olduğunu gösteren düşük CV katsayısıyla uyumludur. Son olarak Tablo 9’da AB üyeliğinin kulüp oluşumu üzerinde anlamlı bir etkisi tespit edilememiştir. Bu durum AB uyum

politikalarının kullanılabilir gelir eşitsizliğini azaltmadaki sınırlılığına işaret etmektedir. Bu sınırlılık, AB fonlarının ülkelerin bir kısmında iç bölüşüm politikalarından kaynaklı olarak toplumun tabanına yayılamamasına bağlanabilir.

SONUÇ

Bu çalışmanın iki temel amacı vardır. Bunlardan ilki 1997-2023 dönemi için 36 Avrupa ülkesinde piyasa ve kullanılabilir gelir eşitsizliklerinde yakınsama kulüplerinin varlığını aramaktır. İkincisi ise, yakınsama kulüplerinin oluşum nedenlerini araştırmaktadır. Bu amaçlar doğrultusunda çalışmada Bartkowska ve Riedl (2012) tarafından önerilen iki aşamalı prosedür izlenmiştir. İlk aşamada piyasa ve kullanılabilir gelir eşitsizliği kulüp yakınsaması Phillips ve Sul (2007) tarafından geliştirilen statik ve Tomal (2024) tarafından modifiye edilen dinamik kulüp yakınsaması testleri ile analiz edilmiştir. Yapısal şokları dikkate alması ve kulüp yapısının zamanla değişmesine esneklik tanımasından dolayı dinamik kulüp yakınsaması testi de analize dahil edilmiştir. İkinci aşamada ise dinamik kulüp yakınsama testi ile tespit edilen kulüp oluşumunun belirleyicileri mekânsal yayılma etkisini de dikkate alarak dinamik sıralı logit modeli ile incelenmiştir.

Statik kulüp yakınsama testi sonuçlarına göre piyasa ve kullanılabilir gelir eşitsizliğinde tam yakınsamanın varlığı reddedilmektedir. İki eşitsizlik göstergesinde de üç yakınsama kulübünün varlığı tespit edilmiştir. Ancak eşitsizlik göstergelerindeki kulüp yapıları oldukça farklıdır. Piyasa gelir eşitsizliği açısından oluşan üç kulüpte yüksek gelir eşitsizliğini temsil eden Kulüp 1'de Batı Avrupa ülkeleri ile Bulgaristan ve Türkiye gibi piyasa gelir eşitsizliğinin üst düzeyde olduğu ülkeler vardır. Orta düzey piyasa gelir eşitsizliğine karşılık gelen Kulüp 2'de ise post-komünist ülkeleri ile Belçika, Lüksemburg gibi Batı Avrupa ülkeleri vardır. Düşük piyasa gelir eşitsizliği olarak adlandırılan Kulüp 3'e ise Rusya, Slovakya ve Belarus'tan oluşmaktadır. Yeniden dağıtım mekanizmasının işlemesi ile kullanılabilir gelir eşitsizliği kulüp yapıları şekillenmekte ve piyasa gelir eşitsizliği kulüp yapılarından farklılaşmaktadır. Yüksek kullanılabilir gelir eşitsizliğine karşılık gelen Kulüp 1'te Bulgaristan, Danimarka, Gürcistan, Litvanya ve Türkiye yer alırken, Batı Avrupa ülkeleri yeniden dağıtım mekanizmasının çalışmasının ardından Kulüp 2'ye kaymıştır. Düşük kullanılabilir gelir eşitsizliğini temsil eden Kulüp 3'te ise yeniden dağıtım sistemini etkin çalıştıran Birleşik Krallık, Norveç, Finlandiya ve Belçika gibi ülkeler ile post-komünist ülkeler yer almaktadır. Statik yöntemin tamamlayıcı olarak kullanılan dinamik kulüp yakınsama testi sonuçları da kriz dönemlerinde piyasa gelir eşitsizliğinde kulüp sayısının arttığına, kullanılabilir gelir eşitsizliğinde ise kulüp sayısının azaldığına işaret etmektedir. Bu bulgu yeniden dağıtım mekanizmasının kriz dönemlerindeki istikrar sağlamadaki

başarısını göstermektedir. Ayrıca dinamik kulüp yakınsaması testi sonuçlarına göre COVID-19 pandemisi döneminde kullanılabilir gelir eşitsizliğinde kulüp sayısı teke düşmektedir. Bu bulgu Avrupa ülkelerinin pandemiye karşı yürüttüğü mali politikalar geçici homojenleşme etkisine işaret etmektedir.

Dinamik sıralı panel logit sonuçlarına göre yol bağımlılığı, mekansa yayılma, ekonomik büyüme, 65 yaş üstü nüfus ve post komünist miras piyasa gelir eşitsizliğinin temel belirleyicileridir. Bu belirleyicilerden yol bağımlılığı, mekânsal yayılma, ekonomik büyüme ve post-komünist miras yüksek piyasa gelir eşitsizliğinde yer alma olasılığını artırırken, 65 yaş üstü nüfus ise yüksek piyasa gelir eşitsizliğinde yer alma olasılığını azaltmaktadır. Ticari açıklık, sanayileşme düzeyi ve kentleşmenin ise kulüp oluşumu üzerinde anlamlı etkisi yoktur. Bulgulara göre kullanılabilir gelir eşitsizliğinin temel belirleyicileri ise yol bağımlılığı, mekânsal yayılma, ekonomik büyüme, 65 yaş üstü nüfus, post-komünist üyelik ve kamu harcamalarıdır. 65 yaş üstü nüfus yüksek kullanılabilir gelir eşitsizliği kulübünde bulunma olasılığını azaltırken, diğer değişkenler yüksek kullanılabilir gelir eşitsizliği kulübünde bulunma olasılığını artırmaktadır. Kamu harcamalarının gelir eşitsizliği üzerindeki artırıcı etkisi Bartak vd. (2025)'in bulgusunu desteklemektedir. Bartak vd. (2025), bu durumu kamu kaynaklarının transfer harcamalarının toplum tabanına yayılmadığı şeklinde açıklamaktadır. Kentleşme ve AB üyeliğinin ise kulüp oluşumu üzerinde anlamlı etkisi yoktur. AB üyeliğinin anlamlı etkisinin olmaması uyum politikalarının sınırlılıklarına işaret ederek AB fonlarının üye ülkelerin iç bölüşüm politikalarının etkin çalışmadığını ve artan refahın toplum tabanına yayılmaması ile açıklanabilir. Her iki eşitsizlik göstergesi için kulüp üyeliğinin karesel gecikmesinin negatif etkisi uç kulüplerdeki üyelerin uzun dönemde orta kulüplere geçme eğilimi olduğunu göstermektedir. Mekânsal yayılmasının eşitsizlik göstergeleri üzerindeki pozitif etkisi gelir eşitsizliğinin sınır ötesi yayıldığını göstermektedir.

Bu bulgular doğrultusunda çalışmanın literatüre üç temel katkısı vardır. İlki, statik ve dinamik kulüp yakınsama kulüp testlerinin birlikte kullanılması ile geniş Avrupa örnekleminde piyasa ve kullanılabilir gelir eşitsizliklerinin yakınsama kulüplerinin varlığının tespitinin yanında, kulüp yapılarının yapısal dönüşümü de ortaya çıkarılmıştır. İkincisi, piyasa ve kullanılabilir gelir eşitsizliği göstergelerinin birlikte kulüp yakınsama analizlerinin yapılması ile yeniden dağıtım mekanizmasının dönüştürücü rolü tespit edilmiştir. Üçüncüsü, literatürde ihmal edilen yol bağımlılığı ve mekânsal yayılma açıklayıcılar arasına dahil edilerek gelir eşitsizliği kulüp oluşumu üzerindeki etkisi analiz edilmiştir.

Bulgular ışığında kulüp oluşumlarında yol bağımlılığının güçlü etkisi dikkat çekmektedir. Eşitsizlik kulüplerinde ataletin varlığına karşı yüksek gelir eşitsizliği

kulübünde yer alan ülkelerde erken ve güçlü kamu politikalarının üretilmesi gerekir. Aksi takdirde gecikme ataleti pekiştirir. AB uyum politikalarının gelir eşitsizliği yakınsamasına katkısının sınırlı olduğu gözlenmiştir, AB fonlarının ülke içindeki paylaşım politikalarının tasarlanması ile katkının gücü artırılabilir. Mekansal yayılmanın her iki eşitsizlik göstergesi üzerindeki anlamlı etkisi, gelir eşitsizliğinin sınırı aşan bir dinamığe sahip olduğunu göstermektedir. Bu bulgu, gelir eşitsizliği ile mücadelede Avrupa ülkeleri arasındaki politikaların koordinasyonunun gerekliliğine işaret etmektedir. Bu politika önerilerinin yanında çalışmanın örneklem ve veri kısıtı açısından sınırlılıkları vardır. Çalışmada veriye erişilememesinden kaynaklı olarak 9 ülke çıkarılmıştır, bu durum özellikle Balkan ülkelerinin temsilini sınırlamıştır. İkinci olarak sendikalaşma düzeyi ve eğitim harcamaları değişkenleri veri erişimi sorunundan dolayı analize dahil edilememiştir. Gelecek dönemde bu konuyu incelemeyi düşünen araştırmacılar sendikalaşma düzeyi ve eğitim harcamaları değişkenlerini modele dahil ederek inceleyebilir. Ayrıca Avrupa ülkeleri örneklemi yerine Avrupa bölgeleri örnekleminde bu konuyu inceleyerek mekânsal etkinin varlığını karşılaştırabilirler.

Kaynakça

- Acemoglu, D., & Autor, D. (2011). Skills, tasks and technologies: Implications for employment and earnings. In D. Card & O. Ashenfelter (Eds.), *Handbook of Labor Economics* (Vol. 4, pp. 1043–1171). Elsevier
- Akdağ, H., & Özer, M. (2021). An analysis of convergence of income inequality in developed and developing countries. *Yaşar Üniversitesi E-Dergisi*, 16(61), 19-31.
- Amendola, M. (2025). Does economic convergence diverge along the income distribution? Evidence from a decile-based analysis. *The Journal of Economic Asymmetries*, 32.
- Apergis, N., Christou, C., Gupta, R., & Miller, S. M. (2018). Convergence in income inequality: Further evidence from the club clustering methodology across states in the US. *International Advances in Economic Research*, 24(2), 147–161.
- Atkinson, A. B. (2015). *Inequality: What can be done?* Harvard University Press.
- Bartak, J., Beck, K., Dubel, M., Jabłoński, Ł., & Wyszynski, M. (2025). Determinants of Market Income Inequality: Accounting for Model Uncertainty and Reverse Causality. *Available at SSRN 5776364*.
- Barro, R. J., Sala-i-Martin, X., Blanchard, O. J., & Hall, R. E. (1991). Convergence across states and regions. *Brookings papers on economic activity*, 107-182.
- Bartkowska, M., & Riedl, A. (2012). Regional convergence clubs in Europe: Identification and conditioning factors. *Economic Modelling*, 29(1), 22–31.
- Belke, M., Kaya, H., & Bolat, S. (2019). Merkezi ve Doğu Avrupa ülkelerinde gelir dağılımı yakınsaması: SPSM yönteminden kanıtlar. *Erciyes Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*, (54), 343–366.
- Benabou, R. (1996). Inequality and growth. In B. S. Bernanke & J. J. Rotemberg (Eds.), *NBER Macroeconomics Annual* (Vol. 11, pp. 11–74). MIT Press.
- Chambers, D., & Dhongde, S. (2016). Convergence in income distributions: Evidence from a panel of countries. *Economic Modelling*, 59, 262–270.
- Coady, M. D., & Gupta, M. S. (2012). *Income inequality and fiscal policy*. International Monetary Fund.
- Çapar, U., & Yayla, N. (2019). Türkiye’de bölgelerarası gelir dağılımı yakınsaması: Mekansal ekonometrik analiz. *Uluslararası İktisadi ve İdari İncelemeler Dergisi*, (25), 283–302.
- Cyrek, M. (2025). Structural Conditions of Income Inequality Convergence Within the European Union. *Sustainability*, 17(14), 6318.
- Duran, H. E. (2015). Non-linear regional income divergence and policies: Turkey case. *Regional Science Inquiry*, 7(2), 107–114.
- Espoir, D. K. (2022). Convergence or divergence patterns in income distribution across countries: A new evidence from a club clustering algorithm. *Cogent Economics & Finance*, 10(1), 2025667.

- Furceri, D., & Ostry, J. D. (2019). Robust determinants of income inequality. *Oxford Review of Economic Policy*, 35(3), 490–517.
- Gkatsikos, A., & Christoforidis, A. (2025). Regional income inequality and EU cohesion policy in greece: convergence dynamics, 2001–2022. *GeoJournal*, 90(4), 201.
- Hadizadeh, A. (2020). Income inequality convergence among Iran's provinces: finding new evidence using parametric and nonparametric approaches. *Iranian Economic Review*, 24(4), 907–921.
- Hailemariam, A., Sakutukwa, T., & Dzhumashev, R. (2021). Long-term determinants of income inequality: evidence from panel data over 1870–2016. *Empirical Economics*, 61(4), 1935–1958.
- Islam, N. (2003). What have we learnt from the convergence debate? *Journal of economic surveys*, 17(3), 309–362.
- Ivanovski, K., Churchill, S. A., & Inekwe, J. (2020). Convergence in income inequality across Australian states and territories. *Social Indicators Research*, 148(1), 127–142.
- Konat, G. (2021). Is there income inequality convergence between regions in Turkey? Panel data analysis. *Anemon Muş Alparslan Üniversitesi Sosyal Bilimler Dergisi*, 9(2), 375–381.
- Kunawotor, M. E., Bokpin, G. A., & Barnor, C. (2020). Drivers of income inequality in Africa: does institutional quality matter? *African Development Review*, 32(4), 718–729.
- Kuznets, S. (1955). Economic growth and income inequality. *The American Economic Review*, 45(1), 1–28.
- Lin, P.-C., & Huang, H.-C. (2011). Inequality convergence in a panel of states. *The Journal of Economic Inequality*, 9(2), 195–206.
- McKelvey, R. D., & Zavoina, W. (1975). A statistical model for the analysis of ordinal level dependent variables. *Journal of Mathematical Sociology*, 4(1), 103–120.
- Milanovic, B. (2016). Global inequality: A new approach for the age of globalization. Harvard University Press.
- Nolan, B., Richiardi, M. G., & Valenzuela, L. (2019). The drivers of income inequality in rich countries. *Journal of Economic Surveys*, 33(4), 1285–1324.
- Ogundari, K. (2023). Club convergence in income inequality in Africa. *Social Indicators Research*, 167(1), 319–337.
- Ostry, M. J. D., Berg, M. A., & Tsangarides, M. C. G. (2014). *Redistribution, inequality, and growth*. International Monetary Fund.
- Piketty, T. (2014). *Capital in the twenty-first century*. Harvard University Press.
- Phillips, P. C. B., & Sul, D. (2007). Transition modelling and econometric convergence tests.” *Econometrica*, 75, 1771–1855.

- Rassekh, F. (1998). The convergence hypothesis: History, theory, and evidence. *Open economies review*, 9(1), 85-105.
- Roser, M., & Cuaresma, J. C. (2016). Why is income inequality increasing in the developed world? *Review of Income and Wealth*, 62(1), 1-27.
- Sakarya, A. (2026). Regional inequality in Türkiye: A new determination method. *European Planning Studies*, 34(2), 328-349.
- Savoia, F. (2020). *Income inequality convergence across EU regions* (No. 760). LIS Working Paper Series.
- Seabela, M., Ogujiuba, K., & Eggink, M. (2024). Determinants of income inequality in South Africa: a vector error correction model approach. *Economics*, 12(7), 169.
- Signor, D., Kim, J., & Tebaldi, E. (2019). Persistence and determinants of income inequality: The Brazilian case. *Review of Development Economics*, 23(4), 1748-1767.
- Solarin, S. A., Erdogan, S., & Pata, U. K. (2023). Convergence of income inequality in OECD countries since 1870: A multi-method approach with structural changes. *Social indicators research*, 166(3), 601-626.
- Solt, F. (2020). Measuring income inequality across countries and over time: The standardized world income inequality database. *Social Science Quarterly*, 101(3), 1183-1199.
- Suárez-Arbesú, C., Apergis, N., & Delgado, F. J. (2023). Club convergence and factors of income inequality in the European Union. *International Journal of Finance & Economics*, 28(4), 3654-3666.
- Tian, X., Zhang, X., Zhou, Y., & Yu, X. (2016). Regional income inequality in China revisited: A perspective from club convergence. *Economic Modelling*, 56, 50-58.
- Tinbergen, J. (1975). *Income distribution: Analysis and policies*. North-Holland.
- Tomal, M. (2024). A review of Phillips-Sul approach-based club convergence tests. *Journal of Economic Surveys*, 38(3), 899-930.
- Tselios, V. (2009). Growth and convergence in income per capita and income inequality in the regions of the EU. *Spatial Economic Analysis*, 4(3), 343-370.
- Vale, S. (2024). Club convergence in the eurozone: A look at inequality dynamics. *Economics Letters*, 238, 111683.
- WID (2026). World Inequality Database. https://wid.world/world/#sptinc_p90p100_z/US;FR;DE;CN;ZA;GB;WO-PPP/last/eu/k/p/yearly/s/false/24.70800000000002/80/curve/false/country Erişim Tarihi:05.01.2026
- WorldBank (2026). World Bank National Accounts Data. Aggregate Indicators. <https://data.worldbank.org/indicator> Erişim Tarihi: 12.01.2026

Ek 1. Ülke Listesi

Almanya	Avusturya	Belarus	Belçika	Birleşik Krallık
Bulgaristan	Çek Cumhuriyeti	Danimarka	Ermenistan	Estonya
Finlandiya	Fransa	Gürcistan	Hırvatistan	Hollanda
İrlanda	İspanya	İsveç	İsviçre	İtalya
Güney Kıbrıs	Letonya	Litvanya	Lüksemburg	Macaristan
Moldova	Norveç	Polonya	Portekiz	Romanya
Rusya	Sırbistan	Slovakya	Slovenya	Türkiye
Yunanistan				

Balkan Ülkelerinde Genç Neet Oranlarını Etkileyen Makroekonomik Faktörler: Panel Veri Analizi

Habibe Günsel Doğrul¹

Özet

Bu çalışmanın amacı Balkan ülkelerinde 15-24 yaş aralığında olup ne eğitimde ne istihdamda ne de herhangi bir mesleki eğitim programında olan gençlerin (NEET) oranlarını etkileyen makroekonomik faktörleri incelemektir. Araştırmada Arnavutluk, Bosna-Hersek, Bulgaristan, Hırvatistan, Kuzey Makedonya, Romanya, Sırbistan, Slovenya ve Yunanistan'a ait 2007-2024 dönemini kapsayan panel veri seti kullanılmıştır. Seçilen coğrafi bölgede NEET oranları üzerindeki etkileri araştırılan temel değişkenler, kişi başına düşen GSYH, enflasyon oranı, ücretli-maaşlı çalışanların toplam çalışanlar içindeki payı ve yüksek eğitilmiş işgücüne ait işsizlik oranıdır. Analiz sürecinde öncelikle heterojenlik, yatay kesit bağımlılığı ve birim kök testleri uygulanmış, elde edilen bulgulara uygun olarak katsayı tahminleri için Genişletilmiş Ortalama Grup (AMG) tahmincisi kullanılmıştır. Elde edilen bulgular panel genelinde kişi başına düşen reel GSYH'nin NEET oranlarını azaltırken, yüksek eğitilmiş işgücüne ait işsizlik oranının NEET oranlarını artırdığını göstermektedir. Buna karşılık enflasyon oranı ve ücretli, maaşlı çalışanların toplam istihdam içindeki payı panel genelinde istatistiki olarak anlamlı bulunmamıştır. Ülke bazlı sonuçlar ise makroekonomik değişkenlerin etkilerinin ülkeler arasında önemli farklılıklar gösterdiğini ortaya koymaktadır. Özellikle ekonomik büyümenin Arnavutluk, Bosna-Hersek, Bulgaristan, Kuzey Makedonya, Hırvatistan, Sırbistan ve Yunanistan'da NEET oranlarını azaltıcı etkisi belirgin iken, yüksek eğitilmiş işgücündeki işsizliğin Arnavutluk, Bosna-Hersek, Bulgaristan ve Hırvatistan ve Sırbistan'da gençlerin eğitim ve işgücü piyasasından uzaklaşma riskini artırdığı tespit edilmiştir. Ücretli-maaşlı istihdamdaki artış Yunanistan'da NEET oranlarını azaltırken, Arnavutluk, Bulgaristan, Hırvatistan ve Slovenya'da artırıcı yönde etkide bulunmuştur. Bu bulgu ücretli istihdamın gençlerin işgücü piyasasına

1 Doç. Dr., Kütahya Dumlupınar Üniversitesi Kütahya Sosyal Bilimler Meslek Yüksekokulu, hgunsel.dogrul@dpu.edu.tr, Orcid: 0000-0003-2518-3299

entegrasyonunu her ülkede desteklemediğini ortaya koymaktadır. Genel olarak bulgular, NEET olgusunun sadece ekonomik büyüme ile açıklanamayacağını, işgücü piyasasının yüksek eğitilmiş işgücüne yeterli istihdam olanakları sunma kapasitesi ile eğitim-istihdam uyumunun da belirleyici olduğunu göstermektedir. Bu doğrultuda gençlerin istihdama geçişini kolaylaştıran, eğitim sistemini işgücü piyasasının ihtiyaçlarıyla uyumlu hale getiren politikaların NEET oranlarının azaltılmasına katkı sağlayabileceği önerilmektedir.

GİRİŞ

Genç nüfus, ekonomik büyüme ve beşerî sermaye birikimi açısından ülkelerin en önemli kaynaklarından biri olarak görülmektedir. Buna karşılık genç nüfusun yüksek işsizlik ve yüksek işgücüne dahil olmama (inaktivite) oranlarına maruz kalması hem ekonomik hem de sosyal açıdan önemli maliyetler oluşturmaktadır. Uzun süren ve kalıcı hale gelen genç işsizliği siyasi sisteme duyulan güveni ve geleceğe ilişkin beklentileri olumsuz yönde etkilemektedir (Eurofound, 2012; Mascherini, 2018).

İşgücü piyasasında gençlerin karşılaştığı zorluklara ilişkin bir gösterge olan genç işsizlik oranı, eğitim sisteminin dışında kalan veya işgücüne dahil olmayanları kapsamamaktadır. Bu nedenle son yıllarda ne eğitimde ne istihdamda ne de herhangi bir mesleki eğitim programında olan genç nüfusun toplam genç nüfus içindeki payı olarak ölçümlenen “NEET” oranı, gençlerin işgücü piyasasındaki kırılganlığını analiz etmek açısından daha kapsamlı bir gösterge olarak öne çıkmaktadır. Diğer bir ifadeyle, NEET kavramı hem işsiz hem de işgücü piyasasının dışında kalan gençleri içermektedir. Bu yönüyle NEET göstergesi, yalnızca aktif işgücü içerisindeki işsiz gençleri ölçen işsizlik oranından farklılaşmaktadır.

Bununla beraber NEET statüsündeki gençler için uluslararası düzeyde standart bir yaş aralığı tanımlanmamıştır. Birleşik Krallık'ta NEET kavramı genellikle ne eğitimde ne istihdamda ne de mesleki eğitimde olan 16-24 yaş aralığındaki gençleri kapsarken (Powell, 2021), Avrupa Birliği istatistiklerinde çoğunlukla 15-29 yaş grubu kullanılmaktadır (Eurostat Database, 2026). Japonya'da NEET statüsü tanımı, bekar, okula kayıtlı veya işgücüne dahil olmayan ve iş aramayan 15-34 yaş aralığındaki kişileri kapsamaktadır (Yuji, 2007). Güney Kore'de ise kendi isteğiyle ya da istemeyerek NEET konumuna düşen 15-34 yaş aralığındaki bekar tüm kişiler NEET olarak değerlendirilmektedir (Nam, 2006:2; OECD, 2007). Bu çalışmada veri erişilebilirliği ve uluslararası karşılaştırılabilirlik dikkate alınarak 15-24 yaş grubu esas alınmıştır. NEET nüfus eğitim faaliyetinde bulunmayan ve aynı zamanda istihdamda olmayan gençlerden oluşmakla birlikte oldukça heterojen bir yapıya sahiptir; kısa süreli veya uzun süreli işsiz gençleri, eğitim ve mesleki eğitim

sürecinin ardından işgücü piyasasına yeniden girmeye çalışan bireyleri, uzun süreli hastalık veya engellilik durumuna sahip kişileri ve işgücü piyasasından umudunu kaybetmiş gençleri kapsamaktadır (Bardak vd., 2015).

Son yıllarda işsiz ve eğitimde olmayan gençlerin sayısındaki artışla beraber NEET konusu daha fazla dikkat çekmektedir. Özellikle Güneydoğu Avrupa ve Batı Balkan ülkelerinde genç işsizlik oranları uzun yıllardır Avrupa Birliği ortalamasının üzerindedir (Eurofound, 2024). Özellikle geçiş ekonomisi dinamikleri, yüksek genç işsizliği, toplumsal cinsiyet eşitsizlikleri, eğitim-istihdam uyumsuzluğu, kayıt dışı istihdam ve gençlere yönelik sınırlı aktif işgücü piyasası politikaları bölgedeki yüksek NEET oranlarının sebepleri arasında gösterilmektedir. Bu nedenle Balkan ülkeleri, gençlerin eğitimden işgücüne geçiş süreçlerinde benzer yapısal sorunlar yaşayan ülkeler grubu olarak değerlendirilebilir.

Ülkeler bazında en güncel NEET verileri incelendiğinde Balkanlar ile Avrupa Birliği ortalaması arasında belirgin farklılıklar olduğu görülmektedir. 2024 yılında Balkan ülkelerinde sadece Hırvatistan (%8,08) ve Slovenya (%7,13) Avrupa Birliği (%9,1) ortalamasının altında NEET oranları sergilerken, Bulgaristan (%10,89) ve Yunanistan (%10,36) Avrupa Birliği ortalamasına yakın NEET oranları kaydetmişlerdir. Diğer tüm ülkeler Avrupa Birliği ortalamasının üzerinde NEET oranları sergilemişlerdir. Kosova'daki gençler (%30,04) ise bölgenin en ciddi NEET sorununa sahiptir. Bosna-Hersek (%21,03) ve Arnavutluk'ta da gençler (%21,03) zorlu bir işgücü piyasası ile karşı karşıyadırlar ve bu ülkelerde NEET oranları %20'nin üzerindedir. NEET oranları Kuzey Makedonya (%18,47), Romanya (%17,04) ve Karadağ'da da (%14,24) yüksek olmakla beraber %20'nin altında gerçekleşmiştir (World Bank, 2026).

Son dönem itibarıyla Balkan ülkelerinde kadınların ve erkeklerin NEET oranları birbirine oldukça yakındır. Balkan ülkelerinin çoğunda COVID-19 Pandemisine kadar NEET oranlarında azalma eğilimi gözlenmiştir. Arnavutluk, Kosova ve Karadağ gibi ülkelerde NEET oranlarında yaşanan artışlar büyük ölçüde kapanmaların, ekonomik daralmanın ve pandeminin diğer etkilerinin bir sonucu olarak değerlendirilmektedir (Eurofound ve ETF, 2022). Bununla birlikte söz konusu ülkeler pandemi sonrasında yeniden iyileşme göstermiştir. Avrupa Birliği ile karşılaştırıldığında özellikle Batı Balkan ülkelerinde NEET oranlarının oldukça dalgalı bir seyir izlediği görülmekte, bu durum gençler açısından kırılgan ve güvencesiz bir işgücü piyasasına işaret etmektedir (Eurofound, 2024, s.14). Diğer taraftan mevcut NEET oranlarının eğitimde, istihdamda veya mesleki eğitimde bulunmayan gençlerin gerçek sayısını ne ölçüde iyi yansıttığı da tartışmalıdır. Ramhorst'a (2021) göre, istihdam

programlarından yararlanabilmek için NEET bireylerin işsiz olarak kayıt yaptırmaları gerekmesine rağmen, yasal bir zorunluluk bulunmadığından bir çok genç kayıt yaptırmamaktadır. Bu durum, resmi istatistiklerde görünmeyen ancak fiilen atıl durumda bulunan gizli bir genç nüfus kitlesinin daha ortaya çıkmasına sebep olmaktadır (Eurofound, 2024, s.14).

Özellikle Batı Balkan ülkeleri (Arnavutluk, Bosna-Hersek, Kosova, Karadağ, Kuzey Makedonya ve Sırbistan) ve Türkiye hızlı göç hareketleri nedeniyle de önemli sorunlarla karşı karşıya kalmaktadır. Bu süreç beyin göçüne ve ciddi ekonomik sonuçlara yol açmaktadır. Ülkelerindeki sınırlı ekonomik fırsatlardan dolayı hayal kırıklığına uğrayan birçok genç , eğitim ve istihdam olanakları aramak amacıyla Avrupa Birliği ülkelerine veya daha uzak bölgelere göç etmektedirler. Bu göçmenlerin önemli bir kısmını genç nüfus oluşturmaktadır (Eurofound, 2024, s.14-15).

NEET oranlarının azaltılması, Birleşmiş Milletler Sürdürülebilir Kalkınma Amaçları kapsamında da önemli politika hedeflerinden biri olarak değerlendirilmektedir. Özellikle SKA 4 (Nitelikli Eğitim), SKA 8 (İnsana Yakınsır İş ve Büyüme) ve SKA 10 (Eşitsizliklerin Azaltılması) hedefleri gençlerin eğitimden istihdama geçiş süreçlerinin güçlendirilmesini ve genç işsizliğinin azaltılmasını hedeflemektedir. Bu bağlamda Genç NEET oranlarının incelenmesi, sürdürülebilir kalkınma hedeflerine yönelik ilerlemenin değerlendirilmesi açısından da önem taşımaktadır.

Bu çalışmada Arnavutluk, Bosna-Hersek, Bulgaristan, Hırvatistan, Kuzey Makedonya, Romanya, Sırbistan, Slovenya, Yunanistan'dan oluşan Balkan analiz kapsamına dahil edilmiştir. Söz konusu ülke grubunun tercih edilmesinin temel nedenleri; benzer ekonomik dönüşüm süreçlerinden geçmiş olmaları, genç işsizliği ve eğitim- istihdam uyumsuzluğu gibi ortak yapısal sorunlara sahip olmaları ve gençlerin işgücü piyasasına geçişte benzer kırılanlıkları göstermeleridir (Rocca vd., 2022).

Bu araştırma aşağıdaki hipotezleri test etmeyi amaçlamaktadır.

H1: Daha iyi sosyal ve ekonomik koşullar (GSYH) Balkan ülkelerinde NEET oranlarını azaltma yönünde etkilemektedir.

H2: İşgücü piyasasının formalleşmesini gösteren ücretli çalışan oranındaki artışın, gençlerin istihdama entegrasyonunu kolaylaştırarak Balkan ülkelerinde NEET oranlarını azaltması beklenmektedir.

H3: Yüksek enflasyon oranları makro ekonomik istikrarsızlığı artırarak Balkan ülkelerinde NEET oranlarının artışını etkiler.

H4: Eğitim-istihdam uyumsuzluğu ve işgücü piyasasına geçiş güçlüğünün göstergesi olarak yüksek eğitilmiş işgücüne ait işsizlik oranındaki artış Balkan ülkelerinde NEET oranlarının artışı etkiler.

Yazarın bilgisi dahilinde bu çalışma Balkan ülkelerinde NEET oranlarını makroekonomik faktörler çerçevesinde panel veri yöntemi ile inceleyen sınırlı sayıdaki ampirik çalışmalardan biridir. Bu yönüyle çalışma, bölgedeki genç işsizliği ve işgücü piyasası kırılma noktalarına ilişkin literatüre katkı sağlamayı amaçlamaktadır.

Çalışma şu şekilde yapılandırılmıştır: Giriş bölümünün ardından konuya ilişkin literatür incelenmektedir. Veri setinin ve araştırma yönteminin açıklandığı bölümlerden sonra analiz bulguları ve tartışma bölümü yer almaktadır.

1. LİTERATÜR İNCELEMESİ

Bu bölümde sadece genç işsizliği ve NEET'e etki eden makroekonomik faktörlerin araştırıldığı çalışmalara yer verilmiştir. Makroekonomik değişkenlerin NEET oranları üzerindeki etkilerine ilişkin çalışmalar literatürde önemli bir yer tutmaktadır. Literatürde yer alan çok sayıda ampirik çalışmanın bulguları özellikle ekonomik büyüme, enflasyon, doğrudan yabancı yatırımlar, kamunun eğitim harcamaları ve işgücü piyasası göstergelerinin gençlerin işgücü piyasasına entegrasyonu üzerinde belirleyici olduğunu vurgulamaktadır.

Literatürde eğitim sistemi ile işgücü piyasası arasındaki uyum NEET oranlarının önemli belirleyicileri arasında değerlendirilmektedir. Bynner ve Parsons (2002), eğitime yönelik kamu harcamalarının yüksek olduğu ülkelerde mesleki eğitim ve beceri geliştirme olanaklarının daha yüksek olması sebebiyle NEET oranlarının daha düşük olacağını ileri sürmektedir. McQuaid vd. (2012) ise zayıf mesleki eğitim ve çıraklık sistemlerine sahip ekonomilerde gençlerin iş bulmakta zorlandığını ve bunun NEET olma olasılığını artırdığını belirtmektedir. Benzer şekilde Quintini ve Martin (2014) de eğitim ve beceri geliştirme programlarına yönelik harcamaların artırılmasının okuldan işe geçiş sürecini artırarak NEET olma olasılığını azalttığını göstermektedir.

Literatürde aktif işgücü piyasası politikaları ve sosyal koruma mekanizmalarının NEET oranlarını azaltmadaki rolü de sıklıkla tartışılmaktadır. Martin (2015), gençlere yönelik eğitim programları, ücret sübvansiyonları ve genç istihdam garantileri gibi aktif işgücü piyasası politikalarının birçok OECD ülkesinde NEET oranlarının düşürülmesine katkıda bulunduğunu belirtmektedir. Literatürde sosyal koruma uygulamalarının gençlerin eğitim ve işgücü piyasasından uzun süreli kopuşunu önleyebileceği savunulmaktadır (Görlich vd., 2013; Hämäläinen vd., 2017). Bununla birlikte Berloff vd. (2019) ve Furlong (2006), bazı yüksek gelirli ülkelerde aşırı cömert sosyal yardım

sistemlerinin gençlerin işgücüne katılım motivasyonunu zayıflatabileceğini ileri sürmektedir. Amendola (2022), OECD ülkelerinde sosyal harcamalar ve kişi başına düşen GSYH düzeyi arttıkça NEET oranlarının azaldığını göstermiştir.

Mevcut çalışmalar arasında enflasyonun NEET oranları üzerindeki etkisine ilişkin kesin bir görüş birliği bulunmamaktadır. Bazı çalışmalar ılımlı düzeyde seyreden enflasyonun ekonomik faaliyetleri canlandırarak genç işsizliğini ve NEET oranlarını azaltabileceğini ileri sürmektedir (Blanchard, 2018). Buna karşılık yüksek enflasyonun reel ücretleri aşındırarak işgücü piyasasına katılımı olumsuz yönde etkilediği ve gençlerin NEET statüsünde olma olasılığını artırdığı da belirtilmektedir (Kahn, 2015). Ayrıca enflasyonun gençler üzerindeki etkisinin, asgari ücret düzenlemeleri ve sosyal koruma politikaları gibi kamu politikalarının niteliğine bağlı olarak farklılaşabileceği ifade edilmektedir (Kabakçı-Günay, 2025, s. 232).

Avrupa ülkelerinde NEET statüsünün belirleyicilerini inceleyen çalışmalar, özellikle eğitimden erken ayrılma, yoksulluk, işgücü piyasasına geçiş sorunları ve makroekonomik koşulların gençlerin işgücü piyasası dışında kalma riskini artırdığını göstermektedir. Rocca, Neagu ve Tosun (2022), Akdeniz ve Orta-Doğu Avrupa ülkelerinde 15-24 yaş grubuna ait 2016 İşgücü Anketi verilerini kullanarak, okul terk nedenleri ile NEET olma olasılığı arasındaki ilişkiyi incelemiş ve ailelerin ekonomik sıkıntıları ile sağlık sorunlarının gençlerin NEET statüsüne geçiş olasılığını artırdığını ortaya koymuştur. Maynou vd. (2022), Avrupa bölgelerinde işsizlik oranı ile eğitimden erken ayrılma oranlarının NEET oranlarının temel belirleyicileri arasında yer aldığını göstermektedir. Benzer şekilde Crismaru vd. (2017:17-19), Moldova'da gençlerin eğitimden kopmasının temel sebeplerinden birinin aile yoksulluğu olduğunu ve okul terklerinin genç inaktivitesini artırdığını vurgulamıştır. Mussida ve Sciulli (2022:934-935) ise 21 Avrupa ülkesinde NEET statüsü ile yoksulluk riski arasındaki ilişkiyi inceleyerek aile yoksulluğunun gençlerin NEET olma olasılığı üzerinde belirleyici bir faktör olduğunu göstermiştir. Polonya işgücü piyasasına yönelik Rak'ın (2021) çalışması da hanehalkının yaşadığı finansal zorlukların, düşük iş arama motivasyonu ve eğitimde yer alma isteksizliğinin gençlerin NEET statüsüne yönelmesinde önemli rol oynadığını ortaya koymaktadır.

Makroekonomik değişkenlerin NEET genç oranları üzerindeki etkilerine odaklanan çalışmaların bir bölümü de ekonomik krizler ve ekonomik büyüme değişkenleri üzerinde yoğunlaşmaktadır. Çalışmalar ekonomik büyümenin genellikle NEET oranlarını azaltıcı yönde etkilediğini göstermektedir. Bruno vd. (2014), Avrupa Birliği ülkelerinde ekonomik krizlerin NEET oranları üzerindeki etkisini dinamik panel veri yöntemiyle incelemiş ve kriz dönemlerinin gençlerin eğitim ve işgücü piyasasından uzaklaşma riskini

artırdığını göstermiştir. Benzer biçimde Caroleo vd. (2020), Avrupa Birliği ülkelerinde NEET oranlarının makroekonomik belirleyicilerini analiz ederek, ekonomik durgunluğun ve yüksek işsizliğin NEET oranlarını artırıcı etki yarattığını tespit etmiştir.

Bir başka çalışmada Caroleo vd. (2022), İtalya, Bulgaristan ve Romanya örnekleminde 2018 İşgücü Anketi verilerini kullanarak, yerleşim yerinin (kır-kent), NEET olma olasılığı üzerinde önemli etkiler yarattığını ortaya koymaktadır.

Bingöl'ün (2020) "Kırılgan Beşli Ülkeleri" ve Rusya'yı içeren çalışmasında kişi başına düşen gelir, eğitim harcamaları, doğrudan yabancı yatırımlar, enflasyon ve insani gelişmişlik indeksi göstergelerinin NEET oranları üzerindeki etkisi panel veri yöntemiyle incelenmiştir. Yazarın bulguları, ekonomik büyüme ve eğitim harcamalarının NEET oranlarını azaltıcı yönde etkilediği, buna karşılık bazı makroekonomik göstergelerin (insani gelişmişlik indeksi, doğrudan yabancı yatırımlar) gençlerin işgücü piyasasındaki kırılganlıklarını artırabildiğini göstermektedir.

Kabakçı-Günay'ın (2025), BRICST ülkelerinde NEET oranlarının makroekonomik belirleyicilerini hedef alan çalışmasında, 1999-2023 dönemine ait veriler Augmented Mean Group (AMG) tahmincisi kullanılarak analiz edilmiştir. Çalışmada kişi başına düşen gelir, enflasyon oranı, eğitim harcamaların GSYH içindeki payı, ücretli çalışanların toplam istihdamdaki payının NEET oranı üzerindeki etkisi araştırılmıştır. Bulgular ekonomik büyümenin özellikle Hindistan ve Çin'de oranlarını azaltıcı etki yarattığını göstermektedir. Enflasyon oranındaki artışın Rusya ve Hindistan'da gençlerin işgücü piyasasındaki kırılganlığını artırarak NEET oranlarını yükselttiği tespit edilmiştir. Eğitim harcamalarının etkisinin ise ülkelere göre farklılaştığı, Türkiye'de ve Rusya'da NEET oranlarını azaltırken; Çin, Brezilya ve Güney Afrika'da artırıcı yönde etkiler oluşturduğu belirlenmiştir. Ayrıca ücretli çalışan oranındaki artışın, Rusya ve Güney Afrika'da NEET oranlarını azaltırken, Hindistan'da artırdığı sonucuna ulaşılmıştır.

Karma'nın (2025), Orta ve Doğu Avrupa ülkelerinde NEET oranlarının makroekonomik ve kurumsal belirleyicilerini inceleyen çalışmasında, 2013-2021 dönemine ait 16 ülke verisi panel veri yöntemi kullanılarak değerlendirilmiştir. Aynı çalışmada, erken okul terki, mesleki eğitim ve öğretime katılım oranı, işsizlik oranı, işgücü piyasası düzenlemeleri, kişi başına düşen GSYH, eğitim harcamaları ve insani gelişmişlik indeksi gibi göstergelerin NEET oranları üzerindeki etkileri analiz edilmiştir. Sabit etkiler modeli sonuçlarına göre, erken okul terk oranı ve işsizlik oranı NEET oranını artırmakta; kişi başına GSYH,

işgücü piyasası düzenlemeleri, mesleki eğitim ve öğretime katılım oranı ve insani gelişmişlik endeksi değişkenleri ise NEET oranını azaltmaktadır.

Açar ve Güneş'in (2023), OECD ülkelerinde NEET oranlarının makroekonomik belirleyicilerini inceledikleri bir diğer çalışmada, 2005-2019 dönemine ait 38 ülke verisi panel veri yöntemi ile analiz edilmiştir. Driscoll-Kraay dirençli tahmincisi ile elde edilen bulgular, kişi başına düşen GSYH, ekonomik büyüme, gayri safi milli harcama ve nüfus artışının NEET oranlarını azaltıcı etkiye sahip olduğunu göstermektedir. Buna karşılık doğrudan yabancı yatırımlar, ticaret hacmi, işgücü verimliliği ve eğitim harcamalarındaki artışın NEET oranlarını artırabildiği sonucuna ulaşılmıştır.

Genel olarak değerlendirildiğinde literatürde, ekonomik büyümenin ve eğitim harcamalarının gençlerin işgücü piyasasına entegrasyonunun desteklediği; ekonomik krizler, yüksek işsizlik, makroekonomik istikrarsızlık ve işgücü piyasası kırılganlıklarının ise NEET oranlarını artırdığı yönünde güçlü bulgular yer almaktadır. Bununla birlikte, mevcut çalışmaların büyük bir bölümü OECD ülkeleri, Avrupa Birliği ve gelişmekte olan büyük ekonomiler üzerine yoğunlaşmaktadır. Balkan ülkelerini ele alan çalışmaların sınırlı kaldığı görülmektedir. Bu çalışma, Balkan ülkelerinde genç NEET oranlarını etkileyen makroekonomik faktörleri panel veri yöntemiyle inceleyerek söz konusu literatüre katkı sağlamayı amaçlamaktadır.

2. VERİ

Çalışmanın veri seti oluşturulurken literatürde genç işsizlik oranı ve genç NEET oranlarını etkileyen makroekonomik faktörlerin incelendiği çalışmalardaki göstergeler esas alınmıştır. Söz konusu göstergelerden kesintisiz zaman aralığı ve ülke çeşitliliği sağlayan değişkenler analize dahil edilmiştir. Bu kapsamda 9 Balkan ülkesinin 2007-2024 dönemi NEET oranları ve makroekonomik göstergelerine ilişkin veriler Dünya Bankası (World Bank, 2026), veri tabanından elde edilmiştir. Bağımlı değişkenin NEET, bağımsız değişkenlerin makroekonomik göstergeler olduğu modelin tahmininde Genişletilmiş Ortalama Grup (AMG) tahmincisi kullanılmıştır. Analize dahil edilen değişkenlere ait bilgiler Tablo 1'de verilmiştir.

Tablo 1: Analize Dabil Edilen Değişkenlere Ait Bilgiler

Değişken ve Kısaltması	Açıklama	Veri Kaynağı
NEET	Eğitimde ve istihdamda yer almayan 15-24 yaş aralığındaki nüfusun toplam 15-24 yaş aralığındaki nüfusa oranı	Dünya Bankası (World Bank) veri tabanı
GSYH	Kişi başına düşen GSYH (\$, 2015 sabit fiyatları)	Dünya Bankası (World Bank) veri tabanı
Enflasyon (ENF)	Tüketici fiyat endeksindeki yıllık yüzde değişimi ifade etmektedir.	Dünya Bankası (World Bank) veri tabanı
ÜCRET	Toplam istihdam içinde ücretli, maaş veya benzeri düzenli gelir karşılığında çalışan bireylerin oranını ifade etmektedir.	Dünya Bankası (World Bank) veri tabanı (modeled ILO estimate)
E_İŞSİZ	Ön lisans, lisans, yüksek lisans ve doktora düzeyinde eğitime sahip işgücünde işsiz bireylerin, yüksek eğitim almış toplam işgücü içindeki payını ifade etmektedir.	Dünya Bankası (World Bank) veri tabanı

Bu araştırmada incelenen temel model aşağıdaki gibi gösterilmektedir.

$$NEET_{it} = \beta_0 + \beta_1 GSYH_{it} + \beta_2 ENF_{it} + \beta_3 ÜCRET_{it} + \beta_4 E_{İŞSİZ}_{it} + \mu_i + u_{it} \quad (1)$$

$$i=1, \dots, N ; t: 1, \dots, T \quad (2)$$

Modelde i alt indisi ülkeleri, t alt indisi ise zamanı göstermektedir. β katsayıları tahmin edilen parametreleri, μ_{it} birime (ülkeye) özgü gözlemlenemeyen sabit etkileri, u ise hata terimini temsil etmektedir. Çalışmada panel veri yöntemi kullanıldığı için hem yatay kesit boyutu hem de zaman boyutu modele dahil edilmiştir. Modelde bağımlı değişken NEET oranı olup; bağımsız değişkenler kişi başına GSYH (GSYH), enflasyon oranı (ENF), ücretli çalışanların toplam istihdamdaki payı, (ÜCRET) ve yüksek eğitimli işgücünde işsizlik oranından ($E_{İŞSİZ}$) oluşmaktadır. Enflasyon oranı dışında tüm değişkenler analizlerde doğal logaritmik dönüşümleri alınarak kullanılmıştır.

Değişkenlere ait tanımlayıcı istatistikler Tablo 2'de sunulmuştur.

Tablo 2: Tanımlayıcı İstatistikler

Değişken Kodu	Gözlem sayısı	Ortalama	Standart Sapma	Minimum	Maksimum
NEET	162	18,34407	0,4060055	6,498	33,77
GSYH	162	10486,09	0,5916132	3105,88	26134,63
ÜCRET	162	73,94112	0,2072781	36,93997	89,26964
E_İŞSİZ	162	9,703296	0,7567689	1,456	23,474
ENF	162	3,220869	3,571038	-1,73589	15,32526

Not: enflasyon oranı dışındaki tüm değişkenlerin doğal logaritmaları ekonometrik analizlerde kullanılmıştır. Tanımlayıcı istatistikler değişkenlerin orijinal değerleri üzerinden hesaplanmıştır.

3. YÖNTEM

Panel veri modellerine dayalı ekonometrik analizlerde yatay kesit bağımlılığı ve heterojenliğin dikkate alınması, güvenilir tahminler elde edilebilmesi açısından büyük önem taşımaktadır. Özellikle makroekonomik çalışmalarda, gözlemlenemeyen ortak faktörlerin yatay kesit birimleri (ülkeleri) eş zamanlı olarak etkileyebilmesi nedeniyle geleneksel tahmin yöntemleri bu karmaşık yapıları açıklamayabilmektedir. Bu tür sorunları ele almak amacıyla, Eberhardt ve Teal (2010) tarafından geliştirilen Genişletilmiş Ortalama Grup (Augmented Mean-Group-AMG) tahmincisi kullanılmaktadır. AMG yaklaşımı, geleneksel Ortalama Grup yöntemini “ortak dinamik süreç” bileşenini regresyon sürecine dahil ederek geliştirmektedir. Böylece yatay kesit bağımlılığına sebep olabilecek gözlemlenemeyen ortak faktörleri kontrol edebilmektedir. AMG yöntemi iki aşamalı bir prosedüre dayanmaktadır. İlk aşamada ortak dinamik etkileri yakalamak amacıyla birinci farklar üzerinden havuzlanmış regresyon modeli tahmin edilmekte, ikinci aşamada ise elde edilen bu ortak etkiler ülke bazlı regresyonlara dahil edilerek heterojen eğim katsayıları elde edilmektedir. Bu yönüyle AMG tahmincisi, heterojen eğim katsayıları ve yatay kesit bağımlılığı içeren durağan olmayan panel verilerin analizinde güçlü ve esnek bir yöntem sunmaktadır. Özellikle makroekonomik analizler ve ülkeler arası karşılaştırmalı çalışmalarda tercih edilen bir yöntemdir (Eberhardt ve Teal, 2010).

Çalışmada seçilen tahmin yöntemini uygulamadan önce heterojenlik, yatay kesit bağımlılığı, birim kök testleri ve eşbütünlük testleri uygulanmıştır. Elde edilen test sonuçları doğrultusunda katsayı tahminlerinde AMG yöntemi tercih edilmiştir. Bu yöntemin seçilmesinde; yatay kesit bağımlılığı sorununu etkin biçimde ele alması, ülkeler arasında heterojen eğim katsayılarına izin vermesi, modelde içerilen makroekonomik göstergelerin çoğunlukla durağan olmayan

yapılar ve uzun dönem ilişkiler içermesi ile Balkan ülkeleri gibi küçük ve orta ölçekli panel veri setlerinde başarılı sonuçlar vermesi belirleyici olmuştur.

Panel veri analizine dayanan ekonomik araştırmalarda, katsayı heterojenliğinin dikkate alınması güvenilir sonuçlara ulaşılması açısından önem taşımaktadır. Katsayı heterojenliği yatay kesit birimleri (ülkeler) arasında eğim katsayılarının farklılık göstermesi anlamına gelmektedir. Bu farklılıkların göz ardı edilmesi, yanlış ve tutarsız tahminlere yol açabilmekte ve politika önerilerinin ve yorumlamaların yanıltıcı olmasına sebebiyet verebilmektedir (Pesaran ve Smith, 1995). Havuzlanmış en küçük kareler (OLS) ve sabit etkiler modelleri gibi geleneksel panel veri modelleri, katsayıların tüm yatay kesit birimler için aynı olduğu varsayımına dayanmaktadır. Ancak ülkeler gelişmişlik düzeyi, kurumsal yapı, ekonomik yapı ve kaynak donanımı bakımından birbirlerinden farklı özellikler taşımaktadırlar. Bu farklılıklar bağımlı değişken ile bağımsız değişkenler arasındaki ilişkilerin ülkeden ülkeye değişmesine neden olabilmektedir. Katsayı heterojenliğinin dikkate alınması ise daha ayrıntılı ve gerçeğe daha yakın ekonometrik modeller kurulmasına olanak tanıyarak tüm ülkeler için geçerli genelleştirilmiş sonuçlar yerine her ülkeye özgü ilişkilerin ortaya konulmasını sağlamaktadır (Eberhardt ve Teal, 2010).

Bu çalışmada katsayı homojenliğini test etmek amacıyla Pesaran ve Yamagata homojenlik testi kullanılmıştır. Tablo 3'te yer alan bulgular doğrultusunda sıfır hipotezi reddedilmiş ve eğim katsayılarının heterojen olduğu sonucuna ulaşılmıştır. Bu nedenle analizlerde heterojenliği dikkate alan tahmin yöntemlerinin kullanılması gerekli görülmüştür.

Tablo 3: Katsayı Heterojenliği Testi Sonuçları

Test	Test İstatistiği	Prob.
Delta	5,966	0,000***
Delta _{adj}	7,307	0,000***

*Not: *** %1 anlamlılık düzeylerinde sıfır hipotezinin reddedildiğini göstermektedir.*

Yatay kesit bağımlılığı özellikle ülkeler gibi birimlerin birbirleriyle bağlantılı olduğu makroekonomik veri setleri kullanılarak yapılan panel veri analizlerinde önemli bir sorun teşkil etmektedir. Bu nedenle yatay kesit bağımlılığı testi, paneldeki ülkelerin birbirlerinden bağımsız olup olmadığını anlamak için yapılır. Örneğin bir Balkan ülkesinde meydana gelen ekonomik ve sosyal şoklar diğer Balkan ülkelerini etkileyebilmektedir. Yatay kesit bağımlılığının göz ardı edilmesi yanlış ve tutarsız tahminlere yol açarak elde edilen sonuçların güvenilirliğini zayıflatılabilmektedir (Pesaran, 2004:1). Yatay kesit bağımlılığı, ortak şoklar, yayılma etkileri veya gözlemlenemeyen faktörler nedeniyle yatay

kesit birimlerine ait hata terimlerinin birbiriyle ilişkili olması durumunda ortaya çıkmaktadır.

Birimler arası korelasyon ya da yatay kesit bağımlılığının var olup olmadığını anlamak amacıyla çeşitli testler kullanılmakla birlikte zaman boyutunun (T), birim boyutundan (N) büyük olması durumunda Breusch Pagan (1980) LM testi uygun görülmüştür. Ayrıca Pesaran CD testi (2004) testi de kullanılmıştır. Tablo 4'te yer alan test sonuçlarına göre sıfır hipotezi reddedilmiş ve alternatif hipotez kabul edilmiştir. Buna göre modelde yatay kesit bağımlılığı bulunmaktadır ve birimler arasında korelasyon vardır.

Tablo 4: Yatay Kesit Bağımlılık Testi Sonuçları

Değişkenler/Yatay Kesit Bağımlılık	lnNEET p-değeri	lnGSYH p- değeri	lnÜCRET p-değeri	ENF p-değeri	lnE_İŞSİZ p-değeri
Pesaran CD	0,000***	0,000***	0,000***	0,000***	0,000***
Breusch Pagan LM	0,000***	0,000***	0,000***	0,000***	0,000***

Not: *** %1 anlamlılık düzeylerinde sıfır hipotezinin reddedildiğini göstermektedir.

Literatürde birim kök testleri birinci nesil ve ikinci nesil testler olmak üzere iki gruba ayrılmaktadır. Birinci nesil testler paneldeki birimler arasında korelasyon olmadığını varsayarken, ikinci nesil testler yatay kesit bağımlılığını dikkate almak üzere geliştirilmişlerdir. Bu çalışmada serilerde birimler arası korelasyon bulunması nedeniyle serilerin durağanlığının tespiti için ikinci nesil birim kök testinden yararlanılmıştır.

Pesaran (2007), yatay kesit bağımlılığını dikkate alan çalışmasında, CADF (Yatay Kesit Genişletilmiş Dickey-Fuller) ve CIPS birim kök testlerini geliştirmiştir. CADF testi her bir yatay kesit birimi için standart ADF regresyonunun yatay kesit ortalamalarıyla genişletilmiş biçimine dayanmaktadır. CIPS istatistiği ise her bir birim için elde edilen CADF t-istatistiklerinin ortalaması alınarak hesaplanmaktadır. Testin sıfır hipotezi serilerin birim kök içerdiği, durağan olmadığını yönündedir. CIPS test istatistiğinin ilgili kritik değerden küçük olması durumunda sıfır hipotezi reddedilmekte ve serilerin durağan olduğunu sonucuna ulaşılmaktadır.

Tablo 4'te yer alan sonuçlara göre H_0 hipotezi reddedilerek birimler arası korelasyonun varlığı tespit edildikten sonra ikinci nesil birim kök testlerinin uygulanmasına karar verilmiştir. İkinci nesil panel birim kök testlerinden ve Pesaran (2007) tarafından geliştirilen CIPS test istatistiği sonuçları Tablo 5'te verilmiştir. Pesaran CADF-CIPS testleri uygulanırken, panelin görece kısa zaman boyutu dikkate alınarak gecikme uzunluğu tüm değişkenler için

1 olarak belirlenmiştir. Modelde yer alan değişkenlerin düzey değerleriyle yapılan ikinci nesil birim kök testi sonuçlarına göre $\ln\text{NEET}$, $\ln\text{GSYH}$ ve $\ln\text{E_İŞSİZ}$ değişkenlerinin birim kök içerdiği, yani düzey değerlerinde durağan olmadıkları anlaşılmıştır. Bu nedenle söz konusu değişkenlerin durağan hale getirilmesi için birinci farkları alınmış ve yeniden test edilmiştir. Bu değişkenlerin birinci farkları alındığında birim kök sorununun ortadan kalktığı ve serilerin durağan hale geldiği görülmüştür. Diğer değişkenlerin ise düzey değerlerinde durağan oldukları tespit edilmiştir. Sonuç olarak, modelde yer alan değişkenlerin bir kısmı $I(0)$, bir kısmı $I(1)$ bütünlüşme derecesine sahiptir. Birimler arası korelasyonun varlığı ve eğim parametrelerinin heterojenliği durumunda kullanılması uygun olabilecek eşbütünlüşme testlerinden biri Westerlund ECM eşbütünlüşme testidir. Söz konusu eşbütünlüşme testinin sonucu Tablo 6'da gösterilmiştir. Tablo 6'da yer alan test sonuçlarına göre G_t ve P_t istatistiklerine ait bootstrap p değerleri sırasıyla 0,033 ve 0,030 olup %5 anlamlılık düzeyinde istatistiksel olarak anlamlıdır. Bu durumda değişkenler arasında eşbütünlüşme ilişkinin olmadığına yönelik H_0 hipotezi reddedilmekte, panel genelinde değişkenler arasında uzun dönemli bir ilişkinin var olduğu kabul edilmektedir. Bu durumda değişkenlerin uzun dönem katsayılarının tahmin edilmesinde yatay kesit bağımlılığı ve heterojenliği dikkate alan AMG tahmin yönteminin uygulanması metodolojik açıdan uygun bulunmuştur.

Tablo 5: Pesaran (2007) CADF-CIPS İkinci Nesil Birim Kök Testi Sonuçları

Değişken	Z[t-bar]	p-değeri	Bütünlüşme Derecesi
Düzyey Değerleri			
$\ln\text{NEET}$	-1,041	0,149	$I(1)$
$\ln\text{GSYH}$	1,231	0,891	$I(1)$
$\ln\text{ÜCRET}$	-2,986	0,001***	$I(0)$
ENF	-3,167	0,001***	$I(0)$
$\ln\text{E_İŞSİZ}$	-0,631	0,264	$I(1)$
Fark Değerleri			
$\Delta\ln\text{GSYH}$	-4.360	0,000***	$I(1)$
$\Delta\ln\text{GSYH}$	-4,207	0,000***	$I(1)$
$\Delta\ln\text{E_İŞSİZ}$	-2,515	0,006***	$I(1)$

Not: ***, ** sırasıyla %1 ve %5 anlamlılık düzeylerinde birim kök içeren sıfır hipotezinin reddedildiğini göstermektedir.

Tablo 6: Westerlund ECM Panel Eşbütünleşme Testi Sonuçları

Test istatistiği	Değer	Z-Değeri	p-değeri	Bootstrap-p değeri
Gt	-37,603	-110,450	0,000	0,033**
Ga	-0,282	4,963	1,000	0,828
Pt	-5,581	0,798	0,788	0,030**
Pa	-0,262	3,579	1,000	0,248

Not: ** %5 anlamlılık düzeyini belirtmektedir.

4. GENİŞLETİLMİŞ ORTALAMA GRUP (AMG) TAHMİN SONUÇLARI

Eşitlik 1’de sunulan model, yatay kesit bağımlılığı ve katsayı heterojenliğini dikkate alan AMG tahmincisi kullanılarak tahmin edilmiştir. Enflasyon oranı dışındaki tüm değişkenler logaritmik formda kullanılmıştır. AMG yaklaşımı modele gözlemlenemeyen ortak faktörleri temsil eden ortak dinamik süreç bileşenini dahil ederek katsayı tahminleri yapmaktadır. AMG tahmincisi kullanılarak tahmin edilen model aşağıda verilmiştir:

$$\ln NEET_{it} = \beta_{0i} + \beta_{1i} \ln GSYH_{it} + \beta_{2i} ENF_{it} + \beta_{3i} \ln ÜCRET_{it} + \beta_{4i} \ln E_{-İŞSİZ}_{it} + \phi_i f_t + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

Burada:

f_t : ortak dinamik süreç (common dynamic process)

ϕ_i : ortak faktörün ülke üzerindeki etkisi

β_{ki} : ülkeye özgü katsayılar

ε_{it} : hata terimi

Eberhardt ve Teal (2010), Eberhardt ve Bond (2009) tarafından geliştirilen ortalama grup tahmincisi, Pesaran’ın CCEMG tahmincisine alternatif olarak geliştirilmiştir (Yerdelen Tatoğlu, 2020:81). AMG tahmincisinde, birimlere özgü regresyonlarda ortak dinamik sürecin içerilmesi ile panel veri analizlerinde sıklıkla karşılaşılan yatay kesit bağımlılığı hesaba katılmaktadır (Yerdelen Tatoğlu, 2020:81-82). Geleneksel panel veri yaklaşımları çoğu zaman tüm yatay kesit birimleri için ortak bir ilişki yapısı varsayarken, bu varsayım ülkeler gibi farklı özelliklere sahip birimler söz konusu olduğunda yanıltıcı sonuçlara yol açabilmektedir. AMG yaklaşımı gözlemlenemeyen ortak faktörlerin etkilerini kontrol ederken, birimlere özgü farklılıkların modele yansıtılmasına olanak

tanınması bakımından geleneksel panel veri yaklaşımının bu sınırlılığını önemli ölçüde azaltmaktadır (Eberhardt ve Bond, 2009:11).

AMG yönteminin temel avantajı, yatay kesit birimleri arasında bağımlılığa sebep olan ortak faktörleri tahmin sürecine dahil etmesidir. Bu amaçla bu yöntemde “ortak dinamik süreç” olarak adlandırılan bir bileşen kullanılmaktadır. Söz konusu bileşen, tüm birimleri etkileyen ancak doğrudan gözlemlenemeyen faktörlerin etkilerini yakalayarak daha güvenilir katsayı tahminlerinin elde edilmesine katkı sağlamaktadır. Özellikle eğim katsayılarının ülkeler arasında farklılaştığı ve serilerin durağanlık özelliklerinin birbirinden ayrıştığı durumlarda AMG yöntemi önemli avantajlar sunmaktadır (Kabakçı-Günay, 2025:236).

AMG tahmin sürecinin ilk aşamasında, ortak dinamik bileşeni belirlemek amacıyla değişkenlerin birinci farkları üzerinden havuzlanmış regresyon tahminleri elde edilmektedir. Böylece tüm yatay kesit birimlerini etkileyen zamana özgü ortak etkiler ortaya çıkarılmaktadır. Daha sonraki aşamada ise elde edilen bu ortak bileşen, her bir yatay kesit birimi için kurulan regresyonlara ilave edilerek modeller tahmin edilmektedir. Bu yaklaşım sayesinde hem ortak faktörlerin her birimlere özgü etkilerin aynı anda dikkate alınması mümkün olmakta ve uzun dönem ilişkilerin daha güvenilir biçimde tahmin edilmesi sağlanmaktadır (Kabakçı-Günay, 2025:237).

AMG tahmin sonuçları Tablo 7’de sunulmuştur. Tüm Panel için model istatistiksel olarak anlamlı bulunmuş olup, açıklayıcı değişkenlerin önemli bir kısmının NEET oranları üzerinde anlamlı etkiler oluşturduğu görülmektedir. Tahmin sonuçları, tüm ülkeler birlikte değerlendirildiğinde yalnızca kişi başına düşen GSYH ($\ln GSYH$) ve yüksek eğitilmiş işgücünde işsizlik oranı ($\ln İŞSİZ$) değişkenlerinin istatistiki olarak anlamlı olduğunu göstermektedir. Ülkeler bazında sonuçlar incelendiğinde değişkenlerin etkilerinin ülkelere göre farklılaştığı anlaşılmaktadır. Buna göre Arnavutluk’ta GSYH, ÜCRET ve E_İŞSİZ değişkeni %1 düzeyinde istatistiksel olarak anlamlıdır. Bosna Hersek’te GSYH ve E_İŞSİZ değişkeni %1 düzeyinde; Bulgaristan’da GSYH ve E_İŞSİZ değişkeni %1, ÜCRET değişkeni %10; Hırvatistan’da GSYH değişkeni ve ÜCRET değişkeni %5 düzeyinde, E_İŞSİZ değişkeni %1; Kuzey Makedonya’da GSYH değişkeni %5 seviyesinde; Sırbistan’da GSYH değişkeni %1, E_İŞSİZ değişkeni %10 seviyesinde; Slovenya’da GSYH ve ÜCRET değişkeni %10, ENF değişkeni %5 seviyesinde, Yunanistan’da ise GSYH %5, ÜCRET ise %1 seviyelerinde istatistiki olarak anlamlı sonuçlar vermiştir.

Bu bulgular makroekonomik değişkenlerin NEET oranları üzerindeki etkilerinin ülkeden ülkeye farklılık gösterdiğini, ülkelerin, ekonomik, kurumsal ve yapısal özelliklerine göre değişen heterojen ilişkilerin varlığını göstermesi bakımından önemlidir.

Tablo 7: Genişletilmiş Ortalama Grup (AMG) Tahmincisi Katsayı Tahmin Sonuçları

Ülke	lnGSYH	lnÜCRET	ENF	lnE_İŞSİZ	CDP
Tüm Panel	-0,925561 (0,000)***	1,133859 (0,321)	0,0009649 (0,647)	0,1392053 (0,013)***	0,7726405 (0,086)*
Arnavutluk	-0,4691285 (0,000)***	0,5912734 (0,010)***	-0,0066984 (0,555)	0,2433316 (0,000)***	0,42986 (0,386)
Bosna- Hersek	-0,9217191 (0,000)***	-0,3970392 (0,723)	0,0019998 (0,759)	0,2337941 (0,000)***	-0,5098061 (0,494)
Bulgaristan	-0,9377733 (0,000)***	3,956588 (0,076)*	-0,0017003 (0,737)	0,2240308 (0,000)***	0,476996 (0,447)
Hırvatistan	-0,9188229 (0,048)**	3,07669 (0,017)**	-0,0121683 (0,194)	0,4447845 (0,000)***	1,580723 (0,061)*
Kuzey Makedonya	-0,9051543 (0,023)**	-0,7593305 (0,586)	-0,0021004 (0,834)	-0,0089021 (0,959)	0,2793881 (0,814)
Romanya	-0,7570181 (0,158)	1,419226 (0,458)	0,0020306 (0,828)	-0,0020233 (0,984)	1,894215 (0,010)***
Sırbistan	-0,9608503 (0,010)***	-0,0447315 (0,962)	0,004145 (0,471)	0,1210103 (0,092)*	-0,4739065 (0,490)
Slovenya	-1,832588 (0,061)*	5,112718 (0,065)*	-0,0377394 (0,025)**	-0,0463624 (0,742)	4,675927 (0,011)***
Yunanistan	-0,9129184 (0,034)**	-4,73285 (0,000)***	0,0048943 (0,399)	0,0902694 (0,453)	0,7440246 (0,117)

Not: ***, **, * sırasıyla %1, %5 ve %10 anlamlılık düzeylerini göstermektedir. CDP, AMG'nin oluşturduğu ortak faktör (Common Dynamic Process) değişkenidir. Parantez içindeki değerler p değerleridir.

5. BULGULAR VE TARTIŞMA

Örneklemini Balkan ülkelerinin oluşturduğu bu çalışmada, 2007-2024 dönemine ilişkin veriler kullanılarak ne eğitimde ne istihdamda ne de mesleki eğitimde olan (NEET) genç oranlarını etkileyen makroekonomik faktörler analiz edilmiştir. Heterojen eğim katsayıları ve yatay kesit bağımlılığı içeren panel veri seti nedeniyle daha güvenilir sonuçlar elde edebilmek amacıyla katsayı tahminlerinde Eberhardt ve Teal (2010) tarafından geliştirilen Genişletilmiş Ortalama Grup tahmincisi yöntemi kullanılmıştır. Dolayısıyla genişletilmiş ortak korelasyonlu etkiler tahmincisi ve tüm birimler için kurulan regresyonların ayrı ayrı tahminleri elde edilmiştir.

Sonuçlar birimler bazında farklılık göstermekle beraber, tüm panel için sadece kişi başına GSYH (*GSYH*) ve yüksek eğitimli işgücünde işsizlik oranı (*E_İŞSİZ*) değişkenlerinin NEET oranlarını açıklamada anlamlı oldukları

görülmektedir. Wald testi de modelin anlamlılığına işaret etmektedir. Enflasyon dışındaki tüm diğer değişkenlerin logaritmik formu dikkate alındığından, kişi başına düşen gelirden meydana gelen %1'lik bir artışın NEET oranını yaklaşık %0,93 oranında azalttığı söylenebilir. Bu bulgu, ekonomik büyümenin gençlerin eğitim ve işgücü piyasasına katılımını desteklediğini göstermektedir. Yüksek eğitimli işgücünde işsizlik oranını temsil eden $E_İŞSİZ$ değişkeni ise NEET oranı üzerinde pozitif ve istatistiksel olarak anlamlı bir etkiye sahiptir ($\beta=0,14$; $p<0,01$). Buna göre yüksek eğitimliler arasındaki işsizlik oranında meydana gelecek %1'lik bir artış, NEET oranını yaklaşık %0,14 oranında artırmaktadır. Bu sonuç işgücü piyasasında ortaya çıkan daralmaların gençlerin eğitim ve istihdam dışında kalma riskini artırdığını göstermektedir. Bu bulgu aynı zamanda üniversitelerde sunulan eğitim ve işgücü piyasası uyumsuzluğunun da gençlerin NEET statüsüne geçme olasılığını artırdığına işaret ediyor olabilir.

Buna karşılık ücretli çalışanların toplam istihdamdaki payını gösteren $ÜCRET$ değişkeni ile enflasyon oranı ENF değişkenlerinin katsayıları beklenen işaretlere sahip olmakla beraber tüm panel için NEET oranlarını açıklamakta istatistiksel olarak anlamlı bulunmamıştır. Ortak faktörün CDP de anlamlı olmadığı görülmektedir.

AMG yönteminin önemli avantajlarından biri, ülkeler arasındaki heterojenliği dikkate alarak ülke bazlı katsayıların da tahmin edilmesine olanak sağlamasıdır. Ülke bazlı sonuçlar NEET oranlarını etkileyen makro-ekonomik faktörlerin Balkan ülkeleri ve Türkiye arasında önemli ölçüde farklılaştığını göstermektedir. Bu sonuç daha önce gerçekleştirilen Pesaran-Yamagata homojenlik testinden elde edilen heterojenlik bulgularını desteklemektedir.

Ülke düzeyindeki AMG tahmin sonuçları incelendiğinde, istatistiksel olarak anlamlı sonuçlar veren değişkenler dikkate alındığında, ekonomik büyümenin desteklenmesinin, ücretli ve maaşlı çalışanların istihdam ki payının artırılmasının ve yüksek eğitimliler arasındaki işsizliğin azaltılmasının NEET oranlarının azalmasına katkıda bulunacağı söylenebilir. Bulgular başka bölge ya da ülke grupları için yapılmış çalışmaların (Kabakçı Günay, 2025; Karma, 2024; Açar ve Güneş, 2023; Bingöl, 2020; Maynou vd., 2022) ortaya koyduğu bulgularla da uyumludur. Ayrıca literatürde, ekonomik büyümenin tek başına NEET oranlarını azaltmak için yeterli olmadığı tespit edilmiştir. Bu nedenle Kabakçı Günay'ın (2025) çalışmasında da önerildiği üzere, ekonomik büyümenin yanı sıra eğitim sistemlerinin işgücü piyasasının ihtiyaçlarıyla uyumlu hale getirilmesi, mesleki eğitim olanaklarının geliştirilmesi ve gençlerin okuldan işe geçiş sürecini kolaylaştıracak hedef odaklı istihdam politikalarının uygulanması önem taşımaktadır.

Kişi başına düşen *GSYH* tüm ülkelerde literatürle uyumlu olarak negatif katsayıya sahiptir. Bununla birlikte bu ilişkinin istatistiksel anlamlılığı ülkeler arasında farklılaşmaktadır. Arnavutluk, Bosna-Hersek, Bulgaristan ve Sırbistan'da kişi başına düşen gelirdeki artışların NEET oranlarını anlamlı biçimde azalttığı görülmektedir. Özellikle Bulgaristan ($\beta = -0,938$) ve Sırbistan ($\beta = -0,961$) için elde edilen katsayılar ekonomik büyümenin gençlerin eğitim ve işgücü piyasasına katılımını desteklemede önemli bir rol oynadığını göstermektedir. Hırvatistan ($\beta = -0,92$) ve Yunanistan'da ($\beta = -0,91$) kişi başına düşen gelirdeki artışlar NEET oranlarını %5 anlamlılık düzeyinde Slovenya'da ise sınırda (%10) anlamlılık düzeyinde azaltmaktadır. Buna karşılık Romanya'da benzer yönde bir ilişki bulunmasına rağmen katsayı istatistiki olarak anlamlı değildir.

Ücretli çalışanların toplam istihdamdaki payını temsil eden *ÜCRET* değişkeni açısından ülkeler arasında dikkat çekici farklılıklar bulunmaktadır. Arnavutluk, Bulgaristan, Hırvatistan ve Slovenya'da ücretli istihdamın artması NEET oranlarını yükseltirken, Yunanistan'da ters yönlü bir ilişki gözlenmiştir. Özellikle Yunanistan'da ücretli çalışanların istihdamdaki payındaki %1'lik bir artışın NEET oranını yaklaşık %4,73 azalttığı görülmektedir. Bu bulgu, ücretli istihdam olanaklarının genişlemesinin Yunanistan'da gençlerin işgücü piyasasına katılımını teşvik ettiğini göstermektedir. NEET oranlarını düşürmek amacıyla, ilk kez işgücüne dahil olacak gençleri istihdam edecek olan işverenlere yönelik genç istihdam ücret teşviklerinin uygulanması faydalı olabilir (Kabakçı-Günay, 2025). Bu tür teşvikler işverenlerin maliyetlerini düşürerek gençlerin işgücü piyasasına dahil olmasını kolaylaştıracaktır. Arnavutluk, Bulgaristan ve Hırvatistan ve Slovenya'da ise beklenen ilişkinin aksine pozitif yönlü ilişkinin ortaya çıkması ayrıntılı bir değerlendirme gerektirmektedir. Bu sonuç, ücretli istihdamındaki artışların genç nüfusun tamamına yayılmaması veya işgücü piyasasında gençler açısından dışlayıcı mekanizmaların bulunmasıyla açıklanabilir. Arnavutluk'ta *lnÜCRET* değişkeni ($\beta = 0,591$, $p < 0,01$) pozitif ve %1 düzeyinde anlamlıdır. Buna göre Arnavutluk'ta ücretli çalışanların toplam istihdamdaki payında meydana gelen %1'lik artış, NEET oranını yaklaşık 0,59 artırmaktadır. Benzer şekilde Bulgaristan'da, Hırvatistan'da Slovenya'da da pozitif ve anlamlı katsayılar elde edilmiştir. Pozitif yönlü ilişkinin gözlemlendiği bu ülkelerde gençlerin büyük bir kısmı kayıt dışı ve sosyal güvencesiz işlerde çalışıyor olabilir. Diğer bir ifadeyle bu durum, ücretli istihdamın artmasına rağmen, gençlerin düşük ücretli ve sosyal güvencesiz çalışma koşulları sebebiyle formel istihdam fırsatlarından uzaklaşmış olabileceğini düşündürmektedir (Kabakçı Günay, 2025: 239). Bu kapsamda bu ülkelerde gençlerin işgücü piyasasına katılımını teşvik edecek adil ücret politikalarının uygulanması NEET oranlarının azalmasına katkı sağlayabilir.

Enflasyon oranı (*ENF*) değişkeni sadece Slovenya’da ($\beta = -0,038$) istatistiki olarak anlamlı bulunmuştur, diğer ülkeler için katsayılar anlamlı değildir. Slovenya’da enflasyon oranında meydana gelen 1 yüzde puanlık artış, NEET oranını yaklaşık %3,8 azaltmaktadır. İlk bakışta bu sonuç teorik beklenti ile tam olarak uyuşmamaktadır. Ancak Slovenya’nın analiz döneminde uzun yıllar çok düşük enflasyon ve zaman zaman deflasyon yaşamış bir ülke olması dikkate alındığında, söz konusu bulgu düşük enflasyonun ekonomik durgunluk ve düşük işgücü talebiyle beraber gerçekleştiğine işaret ediyor olabilir. Bu bağlamda, enflasyonun yükseldiği dönemlerin ekonomik faaliyetlerin canlandığı ve gençlerin istihdama erişim imkanlarının arttığı dönemlerle örtüşmesi, enflasyonla NEET arasında pozitif yönlü bir ilişkinin ortaya çıkmasına neden olmuş olabilir. Üstelik literatürdeki çalışmalar arasında enflasyonun NEET oranları üzerindeki etkisine ilişkin kesin bir görüş birliği bulunmamaktadır. Bazı çalışmalar ılımlı düzeyde seyreden enflasyonun ekonomik faaliyetleri canlandırarak genç işsizliğini ve NEET oranlarını azaltabileceğini ileri sürmektedir (Blanchard, 2018). Buna karşılık yüksek enflasyonun reel ücretleri aşındırarak işgücü piyasasına katılımı olumsuz yönde etkilediği ve gençlerin NEET statüsünde olma olasılığını artırdığı da belirtilmektedir (Kahn, 2015). Ayrıca enflasyonun gençler üzerindeki etkisinin, asgari ücret düzenlemeleri ve sosyal koruma politikaları gibi kamu politikalarının niteliğine bağlı olarak farklılaşabileceği ifade edilmektedir (Kabakçı-Günay, 2025, s. 232). Her ne kadar bu çalışmada bazı ülkelerde pozitif, bazı ülkelerde negatif katsayılar elde edilmiş olsa da sonuçlar enflasyon değişkeninin diğer ülkelerde NEET oranlarını açıklamada anlamlı olmadığını göstermektedir. Bu durum enflasyonun diğer ülkelerde genç NEET oranlarını etkilemede daha çok dolaylı mekanizmalar üzerinden etkili olabileceğini düşündürmektedir.

Yüksek eğitilmiş işgücünde işsizlik oranını temsil eden *E_İŞSİZ* değişkeni ise Arnavutluk, Bosna-Hersek, Bulgaristan, Hırvatistan ve Sırbistan’da pozitif ve istatistiksel olarak anlamlı bulunmuştur. Özellikle Hırvatistan’da katsayının yüksek olması ($\beta = 0,444$) olması, işgücü piyasasındaki bozulmaların gençlerin eğitim ve istihdam dışında kalma olasılığını önemli ölçüde artırdığını göstermektedir. Sırbistan’da katsayı sınırda anlamlıdır. Diğer ülkelerde katsayılar pozitif olmasına rağmen istatistiksel olarak anlamlı değildirler. Söz konusu değişkenin pozitif ve anlamlı katsayısı, yüksek eğitilmiş işgücünde işsizliğin artmasının gençlerin NEET statüsüne geçme olasılığını artırdığını göstermektedir. Bu ilişki işgücü piyasasının eğitim seviyesi yüksek emeğe yeterli istihdam imkanları sunabilme kapasitesinin zayıflığına da işaret etmektedir. Ülkelerde yüksek eğitilmiş işgücü büyürken yüksek nitelik gerektiren işler artmıyor olabilir. Ayrıca yüksek eğitilmiş işgücünde işsizliğin artması, gençlerin eğitim yatırımlarının getirisine ilişkin beklentilerini olumsuz etkileyebilir.

ve yüksek eğitime rağmen iş bulamama algısını güçlendirebilir. Bu durum, gençlerin hem eğitimde kalmaya yönelik motivasyonunu hem de aktif iş arama eğilimlerini zayıflatarak, işgücü piyasası ve eğitimden uzaklaşmalarına neden olabilir. Diğer bir ifadeyle, yüksek eğitimli işgücünde işsizliğin artması gençler arasında caydırıcı bir sinyal etkisi yaratıyor olabilir. Dolayısıyla bu bulgu, Balkan ülkelerinde NEET sorununun yalnızca gençlere özgü işgücü piyasası koşullarından değil, eğitilmiş işgücüne yönelik istihdam yaratma kapasitesindeki yapısal sorunlardan da beslendiğine işaret etmesi bakımından önemlidir.

Romanya açısından değerlendirildiğinde, kişi başına düşen gelir değişkeni negatif katsayıya sahip olmakla birlikte istatistiksel olarak anlamlı değildir. Benzer şekilde ücretli ve maaşlı çalışanların istihdamdaki payı, enflasyon ve yüksek eğitimli işsizlik oranı değişkenlerinin de NEET oranları üzerindeki etkileri istatistiksel olarak anlamlı bulunmamıştır. Bu sonuç yalnızca makroekonomik göstergelerin Romanya’da NEET olgusunu açıklamakta anlamlı olmadığını, eğitim sistemi, toplumsal cinsiyet rolleri, bölgesel eşitsizlikler, kayıt dışı istihdam ve gençlere yönelik aktif işgücü piyasası gibi yapısal faktörlerin daha belirleyici olabileceğini düşündürmektedir.

Çalışmanın temel kısıtı, Balkan ülkelerine ilişkin uzun dönemli ve karşılaştırılabilir veri eksikliğidir. Özellikle eğitim harcamaları, aktif işgücü piyasaları ve eğitim sisteminin niteliğini yansıtan bazı göstergeler, ülkeler ve yıllar itibarıyla yeterli veri sunamadığından analiz kapsamına alınamamıştır. Benzer şekilde Balkan ülkelerinden Karadağ ve Kosova için temel değişkenlere ilişkin kesintisiz veri serilerine ulaşılamaması sebebiyle bu ülkeler örneklem dışında bırakılmıştır. Bu nedenle model spesifikasyonu, teorik çerçevenin yanı sıra veri erişilebilirliği de dikkate alınarak oluşturulmuştur. Dolayısıyla elde edilen bulgular, NEET oranlarını etkileyen ekonomik ve kurumsal faktörlerin tamamını değil, veri erişimi mümkün olan makroekonomik değişkenlerin etkilerini yansıtmaktadır. Sonuçların değerlendirilmesinde bu sınırlılığın göz önünde bulundurulması gerekmektedir.

Gelecek araştırmalarda kadın ve erkek NEET oranlarının ayrı modellerle incelenmesi, kadın ve erkeğe özgü belirleyicilerin ortaya konulmasına olanak sağlayabilir. Bunun yanında ülkelerin gelir düzeylerine, Avrupa Birliği üyelik durumlarına veya işgücü piyasası yapılarına göre gruplara ayrılarak analiz edilmeleri, makroekonomik değişkenlerin etkilerindeki heterojenliğin daha ayrıntılı biçimde değerlendirilmesine yardımcı olabilir. Son olarak, panel nedensellik analizleri ile Panel ARDL gibi dinamik panel veri yöntemlerinin kullanılması, NEET oranları ile makroekonomik göstergeler arasındaki ilişkilerin daha derinlemesine araştırılmasına katkı sağlayacaktır.

Kaynakça

- Açar, E. ve Güneş, C. (2023). OECD ülkelerinde makroekonomik faktörlerin ne eğitimde ne istihdamda olan gençlerin oranına etkisi. *Gençlik Araştırmaları Dergisi*, 11(31), 56-65.
- Amendola, S. (2022). Trends in rates of NEET (not in education, employment, or training) subgroups among youth aged 15-24 in Italy, 2004-2019. *Journal of Public Health: From Theory to Practice*, 30, 2221-2229. <https://doi.org/10.1007/s10389-021-01484-3>
- Bardak, U., Maseda, M. R. ve Rosso, F. (2015), Young people not in employment, education or training (NEET): An overview in ETF partner countries, European Training Foundation, Turin, <https://www.etf.europa.eu/en/publications-and-resources/publications/young-people-not-employment-education-or-training-neet>.
- Berloff, G., Matteazzi, E., ve Villa, P. (2019). Youth inactivity and social exclusion in Southern Europe. *Cambridge Journal of Economics*, 43(4), 1019-1046.
- Bingöl, U. (2020). The macroeconomic determinants of NEET: A panel data analysis for Fragile Five countries and Russia. *Yönetim ve Ekonomi Araştırmaları Dergisi*, 18(4), 173-189. <https://doi.org/10.11611/yead.822305>
- Blanchard, O. (2018). *Macroeconomics: A European perspective*. Pearson.
- Breusch, T. ve Pagan, A. (1980). The lagrange multiplier test and its applications to model specification in econometrics. *Review of Economic Studies*, 47(1), 239-253.
- Bruno, G., Marelli, E., ve Signorelli, M. (2014). The rise of NEET and youth unemployment in EU regions after the crisis. *Comparative Economic Studies*, 56, 592-615. <https://doi.org/10.1057/ces.2014.27>
- Bynner, J., ve Parsons, S. (2002). Social exclusion and the transition from school to work: The case of young people not in education, employment, or training (NEET). *Journal of Vocational Behavior*, 60(2), 289-309.
- Caroleo, F.E., Rocca, A., ve Mazzocchi, P. (2020). Being neet in Europe before and after the economic crisis: An analysis of the micro and macro determinants. *Social Indicators Research*, 149, 991-1024. <https://doi.org/10.1007/s11205-020-02270-6>
- Caroleo, F.E., Rocca, A., Neagu, G., ve Keranova, D. (2022). NEETs and the process of transition from school to the labor market: A comparative analysis of Italy, Romania, and Bulgaria. *Youth & Society*, 54 (2), 109-129.
- Crismaru, M., Gagauz, O., ve Buciuceanu-Vrabie, M. (2017). Inclusion of youth not in employment, education or training (NEET Youth). Country Report. UNDP in the Moldova Republic.

- Eberhardt, M., ve Bond, S. (2009). Cross-section dependence in nonstationary panel models: A novel estimator. *MPRA Paper 17692*. <http://mpra.ub.uni-muenchen.de/17692.pdf>
- Eberhardt, M., ve Teal, F. (2010). Productivity analysis in global manufacturing production. *University of Oxford Discussion Paper*, 515.
- Eurofound (2012). *NEETs – Young People not in Employment, Education or Training: Characteristics, Costs and Policy Responses in Europe*, 158. Luxembourg: Publications Office of the European Union. <https://assets.eurofound.europa.eu/f/279033/9e48d8f2be/ef1254en.pdf>
- Eurofound (2024), Young people in the Western Balkans, Publications Office of the European Union, Luxembourg. <https://www.eurofound.europa.eu/en/publications/all/young-people-western-balkans>
- Eurofound and ETF (2022), Living, working and COVID-19 in the European Union and 10 EU neighbouring countries, Publications Office of the European Union, Luxembourg, <https://www.eurofound.europa.eu/en/publications/2022/living-working-and-covid-19-european-union-and-10-eu-neighbouring-countries>.
- Eurostat Database. 2026. “Educational Attainment Level and Transition from Education to Work Based on EU-LFS.” Erişim tarihi . https://ec.europa.eu/eurostat/cache/metadata/en/edatl_esms.htm.
- Furlong, A. (2006). Not a very NEET solution: representing problematic labour market transitions among early school-leavers. *Work, Employment and Society*, 20(3), 553-569. <https://doi.org/10.1177/0950017006067001>
- Görlich, D., Stepanok, I., and Al-Hussami, F. (2013). Youth unemployment in Europe and the world: Causes, consequences, and solutions. *IZA Journal of Labor Policy*, 2(1), 1–25.
- Hämäläinen, R., Kiili, C. and Smith, B.E. (2017), Orchestrating 21st century learning in higher education: A perspective on student voice. *British Journal of Educational Technology*, 48, 1106-1118. <https://doi.org/10.1111/bjet.12533>
- Kabakçı-Günay, E. (2025). NEET’i etkileyen makroekonomik göstergeler: BRICST ülkeleri için panel veri analizi. *Business & Management Studies: An International Journal*, 13(1), 229-242.
- Kahn, L. (2015). The long-term labor market consequences of graduating from college in a bad economy. *Labour Economics*, 17(2), 303–316.
- Karma, E. (2025). NEET youth in central and eastern European countries: a panel model approach. *Journal of Youth Studies*, 28 (9), 1458-1475. <https://doi.org/10.1080/13676261.2024.2392189>
- McQuaid, R., Fuertes, V., ve Richard, A. (2012). Education and skills mismatch in the labor market. *Journal of Vocational Behavior*, 80(3), 485–495.

- Martin, J.P. (2015). Activation and active labour market policies in OECD countries: Stylised facts and evidence on their effectiveness. *IZA Journal of Labor Policy*, 4(1), 1–29.
- Maynou, L., Ordóñez, J., ve Silva, J. I. (2022). Convergence and determinants of young people not in employment, education or training: An European regional analysis. *Economic Modelling*, 110, 105808. <https://doi.org/10.1016/j.econmod.2022.105808>
- Mascherini, M. (2018). Origins and future of the concept of NEETs in the European Policy Agenda. In *Youth Labor in Transition: Inequalities, Mobility, and Policies in Europe*, edited by J. Edited by O'Reilly, 503–529. Oxford: Oxford Scholarship Online.
- Mussida, C., ve Sciulli, D. (2022). The dynamics of poverty in Europe: what has changed after the great recession? *The Journal of Economic Inequality*, 20, 915–937.
- Nam, J. (2006). *NEET: Status, Determinants and Exit Factors*. Paper presented at the 7th Korea Labor and Income Panel Study Conference, February 2, 2006.
- OECD. 2007. *Jobs for Youth/Des Emplois Pour les Jeunes: Korea 2007*. Paris: OECD Publishing.
- Quintini, G. ve Martin, S. (2014). Same same but different: school-to-work transitions in emerging and advanced economies. OECD Social, *Employment and Migration Working Papers*, No. 154, OECD Publishing, Paris, <https://doi.org/10.1787/5jzbb2t1rcwc-en>
- Pesaran, M. H., ve Smith, R. (1995). Estimating long-run relationships from dynamic heterogeneous panels. *Journal of Econometrics*, 68(1), 79–113. [https://doi.org/10.1016/0304-4076\(94\)01644-F](https://doi.org/10.1016/0304-4076(94)01644-F)
- Pesaran, M. H., (2004). General diagnostic tests for cross section dependence in panels. *IZA, Discussion Paper* No. 1240.
- 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.
- Powell, A. 2021. *NEET: Young People Not in Education, Employment, or Training*. London: House of Commons Library.
- Rak, A. M. (2021). Determinants of NEET not in employment, education or training on the Polish Labour Market.” *Administracja i Zarządzanie*, 56 (129), 21–29. <https://doi.org/10.34739/zn.2021.56.03>.
- Ramhorst, A. (ed.) (2021), Study on youth employment in Montenegro, 2nd edition, Regional Cooperation Council, Sarajevo, <https://www.esap.online/docs/131/rcc-esap-2-study-on-youth-employment-in-montenegro>.
- Rocca, A., Neagu, G. ve Tosun, J. (2022). School-work-transition of NEETS: A comparative analysis of European countries. *Youth & Society*, 54 (2), 130–152. <https://doi.org/10.1177/0044118X211051761>.

- Scarpetta, S., Sonnet, A., ve Manfredi, T. (2010). Rising youth unemployment during the crisis. *OECD Social, Employment and Migration Working Papers*, 106.
- World Bank (2026). *World development indicators*. <https://databank.worldbank.org/source/world-development-indicators>
- Yerdelen Tatoğlu, F. (2020), *İleri Panel Veri Analizi: Stata Uygulamalı*, Beta Yayınevi, 4. Baskı, İstanbul
- Yuji, G. (2007). Jobless youth and the NEET problem in Japan. *Social Science Japan Journal* 10 (1): 23–40.

Türkiye’de Organik Bitkisel Ürün İhracatı ve Bölgesel Fırsatlar: Akdeniz ve Ege Bölgeleri Üzerine Bir Değerlendirme¹

Muhammed Yusuf Bilden²

Özet

Bu çalışma, Türkiye’de organik bitkisel ürün ihracatının ekonomik katkılarını ve Ege ile Akdeniz bölgeleri özelinde ortaya çıkan bölgesel fırsatları değerlendirmektedir. Organik tarım; çevresel sürdürülebilirlik, gıda güvenliği, kırsal kalkınma ve uluslararası ticarete katma değer üretimi bakımından giderek daha fazla önem kazanan bir üretim modeli hâline gelmiştir. Bu çerçevede çalışma, organik bitkisel ürün ihracatını yalnızca dış ticaret faaliyeti olarak değil, aynı zamanda bölgesel kalkınmayı destekleyen stratejik bir ekonomik alan olarak ele almaktadır. Çalışmada öncelikle organik ürün kavramı, sertifikasyon, ambalajlama, etiketleme, taşıma ve depolama süreçleri özetlenmekte; ardından dünyada ve Türkiye’de organik tarım üretimi ile organik ürün pazarının gelişimi incelenmektedir. Türkiye açısından organik bitkisel ürün ihracatı, döviz geliri yaratma, tarımsal üretimde kalite standardını yükseltme, kırsal istihdamı destekleme, üretici gelirlerini artırma ve yerel ekonomilerin rekabet gücünü geliştirme potansiyeline sahiptir. Ege Bölgesi, organik zeytin, zeytinyağı, üzüm, incir ve kurutulmuş meyve ürünleriyle ihracat değeri yüksek bir üretim alanı olarak öne çıkmaktadır. Akdeniz Bölgesi ise narenciye, yaş meyve-sebze, zeytin, tıbbi ve aromatik bitkiler gibi ürünlerde önemli ihracat fırsatları sunmaktadır. Bu ürün grupları, bölgesel iklim koşulları, üretim deneyimi ve dış pazar talebiyle birlikte değerlendirildiğinde Türkiye’nin organik ihracat kapasitesini artırabilecek önemli avantajlar sağlamaktadır. Ayrıca bölgesel uzmanlaşma, markalaşma ve kooperatifleşme süreçlerinin güçlendirilmesi, ihracat performansının daha dengeli ve sürdürülebilir biçimde gelişmesine katkı

1 Mardin Artuklu Üniversitesi, Lisansüstü Eğitim Enstitüsü, Uluslararası Ticaret ve İşletmecilik Bölümü, muhammedyusufbilden@gmail.com , orcid no : 0009-0009-3287-0231

2 Bu kitap Bölümü ; Mardin Artuklu Üniversitesi Lisansüstü Eğitim Enstitüsü Uluslararası Ticaret ve İşletmecilik Bölümü’nde Muhammed Yusuf Bilden Tarafından Yazılan “Organik Bitkisel Ürün İhracatının Türkiye Ekonomisine Katkıları ve Bölgesel Fırsatlar: Akdeniz ve Ege Bölgeleri Örneği” adlı Yüksek Lisans Tezinden Türetilmiştir.

sağlayabilir. Bölümde ayrıca sertifikasyon maliyetleri, üretici örgütlenmesi, lojistik altyapı, ürün standardizasyonu ve dış pazarlarda rekabet koşulları gibi temel sorunlara da değinilmektedir. Sonuç olarak çalışma, organik bitkisel ürün ihracatının Türkiye ekonomisi için stratejik bir alan olduğunu ve bu alandaki gelişmenin sürdürülebilir üretim politikaları, kurumsal destekler ve bölgesel planlama yaklaşımlarıyla güçlendirilmesi gerektiğini ortaya koymaktadır.

1. Giriş

Organik tarım, yalnızca kimyasal girdi kullanımının sınırlandırıldığı bir üretim yöntemi değil; aynı zamanda çevre, insan sağlığı, kırsal refah ve dış ticaret politikalarıyla doğrudan ilişkili çok boyutlu bir kalkınma yaklaşımıdır (Reganold & Wachter, 2016). Son yıllarda dünyada gıda güvenliği, iklim değişikliği, toprak ve su kaynaklarının korunması ile sağlıklı beslenme arayışı gibi faktörler organik ürünlere yönelik talebi artırmıştır (Rana & Paul, 2017). Bu talep artışı, organik tarımın geleneksel tarımsal üretimden farklı olarak sertifikasyon, izlenebilirlik, güvenilirlik ve kalite standartları üzerinden gelişmesini sağlamıştır (Nagy et al., 2022). Böylece organik ürünler, ulusal pazarlarda tüketici güveninin, uluslararası pazarlarda ise rekabet gücünün önemli bir göstergesi hâline gelmiştir (Aksakal et al., 2007).

Türkiye, sahip olduğu iklim çeşitliliği, tarımsal ürün zenginliği, coğrafi konumu ve dış pazarlara yakınlığı nedeniyle organik bitkisel ürün ihracatı açısından güçlü bir potansiyele sahiptir (Demiryürek, 2008). Özellikle Ege ve Akdeniz bölgeleri, hem ürün çeşitliliği hem de ihracata yönelik tarımsal üretim deneyimi bakımından öne çıkmaktadır (Sayin et al., 2005a). Ege Bölgesi’nde kuru incir, üzüm, zeytin ve zeytinyağı gibi ürünler; Akdeniz Bölgesi’nde ise narenciye, yaş meyve-sebze, zeytin, zeytinyağı ve aromatik bitkiler organik ihracat bakımından önemli fırsatlar sunmaktadır (Isin et al., 2007). Bu ürünlerin uluslararası pazarlarda daha yüksek katma değerle satılabilmesi, Türkiye’nin tarımsal ihracat gelirlerini artırma ve bölgesel kalkınmayı güçlendirme kapasitesini desteklemektedir (Demiryürek, 2008).

Bu bölümün amacı, organik bitkisel ürün ihracatının Türkiye ekonomisine katkılarını ve Ege ile Akdeniz bölgeleri özelinde ortaya çıkan bölgesel fırsatları bütüncül bir bakış açısıyla değerlendirmektir. Bölümde organik ürün kavramı, sertifikasyon ve pazarlama süreçleri, küresel organik pazarın gelişimi, Türkiye’de organik bitkisel üretim ve ihracat eğilimleri ile iki bölgenin ekonomik, sosyal ve çevresel katkıları özetlenmektedir. Böylece organik bitkisel ürün ihracatının yalnızca dış ticaret geliri sağlayan bir faaliyet olmadığı; aynı zamanda sürdürülebilir tarım, kırsal istihdam, bölgesel markalaşma ve çevresel koruma açısından stratejik bir alan olduğu vurgulanmaktadır.

2. Organik Bitkisel Ürün Kavramı ve Sertifikasyon Süreci

Organik ürünler; üretiminden tüketiciye ulaşmasına kadar geçen tüm aşamalarda belirli kurallara bağlı olarak üretilen, denetlenen ve sertifikalandırılan tarımsal ürünlerdir(Hatanaka et al., 2005). Organik üretimde sentetik kimyasal gübreler, zararlı pestisitler, hormonlar ve genetiği değiştirilmiş organizmalar kullanılmaz(Reganold & Wachter, 2016). Bunun yerine toprağın doğal yapısını koruyan, biyolojik çeşitliliği destekleyen, doğal kaynakları gözetken ve üretim sürecinde çevreye zarar vermemeyi amaçlayan uygulamalar tercih edilir. Bu yönüyle organik üretim, yalnızca bir ürün niteliği değil, aynı zamanda üretim sürecinin tamamını kapsayan bir kalite ve güven sistemi olarak değerlendirilmelidir(Dalbeyler & Işın, 2017).

Organik ürün kavramının güvenilirlik kazanabilmesi için sertifikasyon süreci merkezi bir öneme sahiptir. Çünkü tüketicinin bir ürünün gerçekten organik yöntemlerle üretilip üretilmediğini doğrudan gözlemlemesi çoğu zaman mümkün değildir. Bu nedenle organik üretimde bağımsız kontrol ve sertifikasyon kuruluşları devreye girer(Guanqi & Husnain, 2022). Üretici kayıtları, kullanılan girdiler, arazi geçmişi, üretim yöntemleri, hasat, depolama, işleme ve pazarlama aşamaları belirli aralıklarla denetlenir. Denetim sonucunda ürünün organik standartlara uygun olduğu tespit edilirse sertifika düzenlenir. Böylece hem üretici hem de tüketici açısından güven ilişkisi kurulur (Özbağ, 2010).

Sertifikasyon, organik ürünlerin uluslararası pazarlara erişiminde de belirleyici bir işleve sahiptir(Hatanaka et al., 2005). Avrupa Birliği, Amerika Birleşik Devletleri ve Japonya gibi pazarlarda organik ürünlerin kabul görebilmesi için ilgili ülke veya bölge standartlarına uygunluk aranır(Lohr & Krissoff, 2002a). Bu durum, üreticilerin yalnızca üretim yapmakla kalmayıp aynı zamanda belgelendirme, izlenebilirlik ve kalite yönetimi süreçlerini de başarıyla yürütmesini gerektirir. Gelişmekte olan ülkelerde küçük üreticiler açısından sertifikasyon maliyetleri önemli bir sorun oluşturabilmektedir(González & Nigh, 2005). Bu noktada grup sertifikasyonu ve dahili kontrol sistemi gibi modeller, küçük üreticilerin ortak bir denetim yapısı içinde pazara erişmesini kolaylaştırmaktadır(ER & BAŞALMA, 2008).

Organik ürünlerin ambalajlanması, etiketlenmesi, taşınması ve depolanması da organik bütünlüğün korunması açısından en az üretim süreci kadar önemlidir. Organik ürünlerin konvansiyonel ürünlerle temas etmemesi, depolama ve taşıma koşullarının hijyenik olması, ambalajların ürünün niteliğini bozmayacak şekilde seçilmesi ve etiketlerde sertifika bilgileri ile organik ürün logolarının doğru biçimde yer alması gerekir. Bu unsurlar, tüketici güvenini artırırken organik ürünlerin dış pazarlarda kabul edilebilirliğini de güçlendirmektedir.

Dolayısıyla organik tarım, üretimden ihracata kadar bütüncül bir değer zinciri yönetimini zorunlu kılmaktadır.

3. Sürdürülebilirlik Açısından Organik Tarımın Önemi

Sürdürülebilirlik, bugünün ihtiyaçlarını karşılarken gelecek kuşakların doğal kaynaklara erişim olanaklarını riske atmama anlayışına dayanmaktadır. Tarım sektörü, toprak, su, biyolojik çeşitlilik ve iklim koşullarıyla doğrudan ilişkili olduğu için sürdürülebilirlik tartışmalarının merkezinde yer almaktadır (Reganold & Wachter, 2016). Konvansiyonel tarım uygulamalarında yoğun kimyasal girdi kullanımı, toprak verimliliğinin azalması, su kaynaklarının kirlenmesi ve ekosistem dengesinin bozulması gibi sorunlar organik tarımın önemini artırmıştır (Gomiero et al., 2011). Organik tarım, doğal kaynakların korunmasını ve tarımsal üretimin uzun vadeli devamlılığını hedefleyen bir model sunmaktadır (Yavuz, 2010).

Organik tarımın sürdürülebilirlik açısından önemi üç temel boyutta değerlendirilebilir (Purvis et al., 2019). İlk olarak çevresel boyut, kimyasal girdilerin sınırlandırılması, toprak yapısının korunması, su kaynaklarının daha dikkatli kullanılması ve biyolojik çeşitliliğin desteklenmesiyle ilgilidir (Tuomisto et al., 2012a). İkinci olarak ekonomik boyut, organik ürünlerin daha yüksek fiyatla pazarlanabilmesi, ihracat gelirlerinin artması ve tarımsal üretimde katma değer yaratılmasıyla ilişkilidir (Crowder & Reganold, 2015a). Üçüncü olarak sosyal boyut, kırsal istihdamın desteklenmesi, küçük üreticilerin pazara erişiminin kolaylaştırılması ve kırsal göçün azaltılması gibi sonuçlar doğurmaktadır (Müller & Schader, 2018; Yavuz, 2010).

Bu çerçevede organik tarım, yalnızca çevre dostu bir üretim yöntemi olarak değil; ekonomik, sosyal ve çevresel hedefleri bir araya getiren bütüncül bir kalkınma aracı olarak ele alınmalıdır. Türkiye gibi tarımsal üretim kapasitesi yüksek ülkelerde organik üretimin geliştirilmesi, sürdürülebilir kalkınma hedefleriyle uyumlu bir politika alanı oluşturmaktadır. Özellikle ihracata konu olan organik bitkisel ürünler, sürdürülebilir üretimin ekonomik getirilerle birleştiği stratejik bir alan meydana getirmektedir.

4. Dünyada ve Türkiye’de Organik Tarımın Gelişimi

Dünya genelinde organik tarım, 20. yüzyılın başlarından itibaren kimyasal temelli tarım uygulamalarına karşı geliştirilen alternatif yaklaşımlar çerçevesinde ortaya çıkmış, 1970’li yıllardan sonra kurumsallaşma sürecine girmiştir (Reganold & Wachter, 2016). Uluslararası Organik Tarım Hareketleri Federasyonu’nun kurulması, organik tarımın küresel ölçekte ortak ilkeler çerçevesinde ele alınmasını sağlamıştır (Luttikholt, 2007). Daha sonraki

dönemde Avrupa Birliği düzenlemeleri, Codex Alimentarius ilkeleri, Amerika Birleşik Devletleri Ulusal Organik Programı ve Japon Tarım Standartları gibi düzenlemeler organik ürünlerin uluslararası ticaretinde standartlaşmayı güçlendirmiştir (Lohr & Krissoff, 2002b).

Küresel ölçekte organik tarım alanları ve organik üretici sayıları özellikle 2000'li yıllardan sonra belirgin biçimde artmıştır (Reganold & Wachter, 2016). 1999 yılında yaklaşık 11 milyon hektar olan dünya organik tarım alanı, 2019 yılına gelindiğinde 72 milyon hektarın üzerine çıkmıştır (FiBL & IFOAM, 2021). Aynı dönemde organik üretici sayısında da güçlü bir artış yaşanmış; Asya, Afrika ve Avrupa önemli gelişme gösteren bölgeler arasında yer almıştır. Organik gıda ve içecek pazarının büyümesi, tüketici talebinin yalnızca üretici ülkelerde değil, ithalatçı ülkelerde de güçlendiğini göstermektedir (FiBL & IFOAM, 2021).

Türkiye'de organik tarımın gelişimi büyük ölçüde ihracat talebiyle şekillenmiştir (Demiryürek, 2008). Özellikle Avrupa pazarlarında organik ürünlere yönelik talebin artması, Türkiye'de sözleşmeli üretim, kontrol ve sertifikasyon mekanizmalarının gelişmesine katkı sağlamıştır (Rehber et al., 2018; Rehber & Turhan, 2002). Türkiye'de organik bitkisel üretim, ürün çeşitliliği bakımından zengin bir yapıya sahiptir (Sayin et al., 2005b). Buğday, zeytin, elma, incir, üzüm, fındık, kayısı ve mercimek gibi ürünler farklı yıllarda organik üretim içinde öne çıkmıştır (Ozkan & Ceylan, 2011). Ancak üretici sayısı, üretim alanı ve üretim miktarı bakımından yıllara göre dalgalanmalar yaşanmıştır (Ozkan & Ceylan, 2011). Bu dalgalanmaların temelinde piyasa fiyatları, sertifikasyon maliyetleri, iklim koşulları, dış talep ve destekleme politikaları bulunmaktadır (Demiryürek, 2008).

Organik üretim verileri değerlendirildiğinde Türkiye'de bazı ürünlerin ihracat açısından daha stratejik bir konuma sahip olduğu görülmektedir (Kenanoğlu & Karahan, 2002). Özellikle incir, üzüm, fındık, zeytin ve zeytinyağı gibi geleneksel ihracat ürünleri organik üretimle birleştiğinde daha yüksek katma değer yaratabilmektedir. Bu ürünler hem Türkiye'nin tarımsal ihracat hafızasında güçlü bir yere sahiptir hem de uluslararası pazarlarda tanınırlıkları yüksektir. Bu nedenle organik üretim kapasitesinin geliştirilmesi, mevcut ihracat potansiyelinin daha nitelikli ve yüksek gelir getiren bir yapıya dönüşmesine katkı sunmaktadır.

5. Türkiye'de Organik Bitkisel Ürün İhracatının Ekonomik Katkıları

Türkiye'de organik bitkisel ürün ihracatı, tarımsal dış ticaretin katma değer yaratma kapasitesini artıran önemli bir faaliyet alanıdır (Büyükkantarıcı Tolgay

& Saygı, 2025). Organik ürünler, konvansiyonel ürünlere göre daha sıkı standartlara bağlı olarak üretildiği ve sertifikalandırıldığı için dış pazarlarda daha yüksek fiyatlarla alıcı bulabilmektedir(Hatanaka et al., 2005). Bu fiyat farkı, üreticinin gelirini artırırken ülkeye döviz girdisi sağlamaktadır(Crowder & Reganold, 2015b). Organik ürünlerin ihracat değeri yalnızca miktar artışından değil, ürünlerin kalite, izlenebilirlik, marka değeri ve güvenilirlik özelliklerinden de kaynaklanmaktadır(Eryılmaz Aydın et al., 2019). Bu yönüyle organik bitkisel ürün ihracatı, tarımsal üretimin yalnızca hammadde temelli bir faaliyet olmaktan çıkarak daha yüksek ekonomik değer üreten bir yapıya dönüşmesine katkı sağlamaktadır. Ayrıca organik ürünlerin dış pazarlarda talep görmesi, üreticilerin kalite standartlarına uyumunu teşvik etmekte ve tarımsal üretimde kurumsallaşma sürecini desteklemektedir. Bu süreç, hem üretici gelirlerinin artmasına hem de Türkiye’nin uluslararası pazarlarda rekabet gücünü geliştirmesine olanak tanımaktadır. Dolayısıyla organik bitkisel ürün ihracatı, ekonomik katkılarının yanı sıra sürdürülebilir tarımsal üretim anlayışının yaygınlaşması bakımından da önem taşımaktadır.

Bu çerçevede, 2025 yılında Türkiye’nin organik tarım ihracatında öne çıkan ürün grupları, ihracat miktarı ve ihracat değeri bakımından Tablo 1’de sunulmuştur.

Tablo 1 2025 Yılında En Çok İhracatı Yapılan Organik Ürünler

Ürün grubu	Miktar (kg)	Değer (ABD doları)
Meyve suyu	33.593.142,22	99.322.015,00
Meyve ve meyve ürünleri	8.638.215,94	60.928.210,00
İncir ve incir ürünleri	4.973.492,68	37.574.902,30
Buğday ve buğday ürünleri	4.273.977,70	2.218.925,60
Tahıl ve tahıl ürünleri	3.854.816,08	1.397.391,20
Üzüm ve üzüm ürünleri	3.215.744,38	18.264.970,40
Fındık ve fındık ürünleri	2.679.210,74	34.735.877,50
İtri-tıbbi baharat bitkileri	1.198.299,24	5.797.364,60
Kayısı ve kayısı ürünleri	1.132.511,27	8.901.843,30
Sebze ve sebze ürünleri	1.076.229,42	1.897.566,70
Baklagiller	776.711,70	782.948,00
Zeytin ve zeytin ürünleri	180.335,58	937.827,10
Diğer	60.967,62	201.528,60
Genel toplam	65.653.654,57	272.961.370,30

Kaynak: (T.C. Tarım ve Orman Bakanlığı, 2025)

Tablo 1'e göre, 2025 yılında Türkiye'nin organik tarım ihracatı 65,65 milyon kg düzeyinde gerçekleşmiş ve bu ihracattan yaklaşık 272,96 milyon ABD doları gelir elde edilmiştir. Değer bakımından meyve suyu, meyve ve meyve ürünleri, incir ve fındık ürünlerinin öne çıkması, organik tarım ihracatının Türkiye ekonomisine özellikle yüksek katma değerli ve işlenmiş ürünler üzerinden katkı sunduğunu göstermektedir. Buna karşılık buğday ve tahıl ürünlerinde ihracat miktarının yüksek olmasına rağmen ihracat değerinin düşük kalması, ekonomik katkının yalnızca üretim hacmine değil, ürünün birim değeri ve işlenme düzeyine bağlı olduğunu ortaya koymaktadır. Bu nedenle Tablo 1'de, Türkiye'nin organik tarım ihracatında yüksek değerli, işlenmiş ve dış pazarda rekabet gücü yüksek ürünlere yönelmesinin ekonomik açıdan daha stratejik olduğunu göstermektedir.

Organik bitkisel ürün ihracatının Türkiye ekonomisine katkısı yalnızca döviz geliriyle sınırlı değildir (Büyükkantarıcı Tolgay & Saygı, 2025). Bu faaliyet alanı, üretimden hasada, işleme, ambalajlama, depolama, lojistik, sertifikasyon ve pazarlamaya kadar uzanan geniş bir değer zinciri oluşturmaktadır (Hatanaka et al., 2005). Bu zincirin her aşamasında istihdam yaratılmakta, özellikle kırsal alanlarda gelir kaynakları çeşitlenmektedir (Eryılmaz Aydın et al., 2019). Organik üretimin yoğun iş gücü gerektiren yapısı, mevsimlik işçilikten teknik danışmanlığa kadar farklı istihdam biçimlerini desteklemektedir. Böylece organik ihracat, kırsal ekonomilerin canlanmasına ve üretici gelirlerinin istikrar kazanmasına katkı sağlamaktadır (Eryılmaz Aydın et al., 2019).

Ekonomik katkının bir diğer boyutu dış ticaret dengesidir. Organik bitkisel ürünler büyük ölçüde yerli üretime dayandığı için ithal girdi bağımlılığı görece sınırlıdır (Reganold & Wachter, 2016). Bu nedenle organik tarım ihracatı, net döviz kazandırıcı etkisi yüksek bir alan olarak değerlendirilebilir. Ayrıca organik ürünlerin hedef pazarları çoğunlukla gelir düzeyi yüksek, kalite ve sertifikasyon hassasiyeti güçlü pazarlardır. Bu pazarlara istikrarlı biçimde ürün sunulabilmesi, Türkiye'nin tarımsal dış ticarete rekabet gücünü artırmaktadır. Ancak bu potansiyelin sürdürülebilir olması için üretim planlaması, kalite standardı, sertifikasyon maliyetlerinin azaltılması ve markalaşma süreçlerinin güçlendirilmesi gerekmektedir.

5.1 Bölgesel Kalkınma, İstihdam ve Kırsal Göç Açısından Değerlendirme

Organik bitkisel ürün ihracatı, bölgesel kalkınma açısından çok boyutlu etkiler üretmektedir (Pugliese, 2001). Tarımsal üretimin ihracata yönelmesi, üretici gelirlerini artırmakta ve kırsal alanlarda ekonomik canlılık oluşturmaktadır (Bolwig et al., 2009). Organik üretim süreçleri genellikle daha

fazla emek, bilgi ve dikkat gerektirdiği için kırsal istihdam üzerinde olumlu etkiler yaratmaktadır(Crowder & Reganold, 2015b). Hasat, sınıflandırma, kurutma, işleme, paketlenme ve lojistik gibi aşamalar, özellikle Ege ve Akdeniz bölgelerinde tarıma dayalı yan sektörlerin gelişmesini desteklemektedir.

Kırsal göçün azaltılması açısından organik ihracatın dolaylı etkileri önemlidir(YALÇIN & ÖCAL KARA, 2016a). Kırsal alanlarda gelir olanakları sınırlı kaldığında genç nüfus kentlere yönelmekte, bu durum tarımsal üretim kapasitesinin zayıflamasına yol açmaktadır. Organik ürünlerin ihracat değerinin yüksek olması, üreticilerin tarımda kalma motivasyonunu artırılabilir(Crowder & Reganold, 2015b). Özellikle kooperatifler ve üretici birlikleri aracılığıyla küçük üreticilerin dış pazarlara erişmesi, kırsal toplumların ekonomik dayanıklılığını güçlendirebilir. Bu süreç, yalnızca bireysel gelir artışı değil, aynı zamanda yerel ekonomilerin kurumsal kapasite kazanması anlamına gelmektedir(YALÇIN & ÖCAL KARA, 2016b).

Bununla birlikte organik ihracatın kırsal kalkınmaya katkısı kendiliğinden ve sorunsuz biçimde gerçekleşmez. Sertifikasyon maliyetleri, teknik bilgi eksikliği, pazarlama kanallarına erişim güçlüğü, ürün standardizasyonu ve dış pazarlardaki rekabet baskısı üreticilerin karşılaştığı temel sorunlar arasındadır. Bu nedenle organik üretim politikalarının yalnızca üretim desteğiyle sınırlı kalmaması; eğitim, danışmanlık, kooperatifleşme, dijital izlenebilirlik, pazar araştırması ve markalaşma gibi alanları da kapsamaması gerekir. Böyle bir yaklaşım, organik ihracatın bölgesel kalkınma etkisini güçlendirebileceği değerlendirilmektedir.

6. Ege Bölgesi’nin Organik Bitkisel Ürün İhracatındaki Rolü

Ege Bölgesi, Türkiye’de organik tarımın gelişiminde öncü bölgelerden biri olarak öne çıkmaktadır(Olhan et al., 2005). Bölgenin iklim koşulları, ürün çeşitliliği, ihracat deneyimi, limanlara yakınlığı ve özellikle Avrupa pazarlarıyla kurduğu ticari ilişkiler organik bitkisel ürün ihracatını destekleyen temel unsurlardır(Cakirli Akyüz & Theuvsen, 2020). İzmir merkezli ihracat ve sertifikasyon altyapısı, Ege Bölgesi’nin organik ürün zincirinde kurumsal bir avantaja sahip olmasını sağlamaktadır(Tanrivermiş, 2006). Bu durum, bölgenin yalnızca üretim merkezi değil, aynı zamanda işleme, paketlenme, belgelendirme ve dış ticaret merkezi olarak da önem kazanmasına yol açmaktadır (Ataseven & Güneş, 2008; Demiryürek, 2008).

Ege Bölgesi’nde organik zeytin, zeytinyağı, üzüm ve incir gibi ürünler ihracat açısından stratejik bir konuma sahiptir(Tanrivermiş, 2006). Bu ürünler, bölgenin geleneksel tarımsal üretim yapısıyla uyumlu olduğu gibi, uluslararası pazarlarda da yüksek talep gören ürünlerdir(Demiryürek, 2008). Özellikle kuru incir ve üzüm gibi ürünler, Türkiye’nin dünya pazarındaki bilinirliğini

artıran tarımsal ürünler arasında yer almaktadır. Organik üretim standartlarının bu ürünlere uygulanması, kalite algısını güçlendirmekte ve ürünlerin daha yüksek fiyatla pazarlanmasını kolaylaştırmaktadır (Ataseven & Güneş, 2008).

Tablo 2 Ege Bölgesi İllerine Ait Organik Bitkisel Üretim Verileri (2024)

İl	Çiftçi sayısı	Üretim alanı (ha)	Doğadan toplama üretim alanı (ha)	Nadas alanı (ha)	Toplam alan (ha)	Üretim miktarı (ton)
Afyonkarahisar	1.404	1.683,13	0,00	28,05	1.711,18	25.125,23
Aydın	6.802	25.904,91	0,00	1,58	25.906,49	131.006,69
Denizli	25	132,57	0,00	0,00	132,57	495,60
İzmir	2.932	11.952,81	1,68	12,93	11.967,42	34.169,37
Kütahya	30	71,83	0,00	0,00	71,83	382,51
Manisa	1.863	9.089,74	0,00	43,27	9.133,00	109.744,63
Muğla	1.166	5.105,94	0,00	77,52	5.183,47	12.933,01
Uşak	2	1,25	0,00	0,00	1,25	0,01
Ege Bölgesi Toplamı	14.224	53.942,18	1,68	163,35	54.107,21	313.857,05

Kaynak: (T.C. Tarım ve Orman Bakanlığı, 2024)

Tablo 2’de verilen 2024 yılı verileri, Ege Bölgesi’nin organik bitkisel üretim bakımından Türkiye’de önemli bir üretim havzası niteliği taşıdığını göstermektedir. Bölgede 14.224 çiftçi tarafından 54.107,21 hektar toplam alanda 313.857,05 ton organik bitkisel üretim gerçekleştirilmiştir. Bu durum, Ege Bölgesi’nin organik tarım açısından güçlü bir üretim potansiyeline sahip olduğunu ortaya koymaktadır. Bununla birlikte üretim kapasitesinin bölge içinde homojen dağılmadığı, özellikle Aydın, Manisa ve İzmir illerinde yoğunlaştığı görülmektedir. Bu yoğunlaşma, söz konusu illerin ürün deseni, iklim koşulları, üretici deneyimi ve pazara erişim olanakları bakımından organik tarıma daha elverişli bir yapıya sahip olduğunu düşündürmektedir. Buna karşılık bazı illerde organik üretim sınırlı düzeyde kalmaktadır. Dolayısıyla Ege Bölgesi, organik tarım açısından genel olarak güçlü bir bölgesel potansiyel taşımakla birlikte, bu potansiyelin iller arasında dengeli biçimde dağılmadığı söylenebilir. Ayrıca Ege Bölgesi’nde organik üretim miktarının yüksek olması, bu üretimin tamamının ihracata yöneldiği anlamına gelmemektedir. Üretim miktarı toplam organik ürün arzını, ihracat miktarı ise bu arz içerisinde dış pazarlara sevk edilen kısmı ifade etmektedir. Bu nedenle bölgedeki organik üretim hacmi ile Türkiye’nin organik ihracat miktarı arasında fark bulunmaktadır.

Ege Bölgesi’nin organik ihracat kapasitesi, bölgesel kalkınma açısından da önemli sonuçlar doğurmaktadır(Tanrivermiş, 2006). Organik üretim ve ihracat faaliyetleri, kırsal alanlarda üretici gelirlerini artırmakta, işleme ve paketlenme tesislerinde istihdam yaratmakta, lojistik ve dış ticaret hizmetlerini canlandırmaktadır. Ayrıca organik tarım, bölgedeki tarımsal üretimin çevresel sürdürülebilirliğini destekleyerek uzun vadede toprak ve su kaynaklarının korunmasına katkı sağlamaktadır(Tuomisto et al., 2012b). Bu nedenle Ege Bölgesi’nde organik ihracat, ekonomik büyüme ile çevresel koruma hedeflerini birlikte destekleyen bir yapı sunmaktadır (Kızılaslan & Olgun, 2012).

Bölgenin Avrupa Birliği pazarlarıyla olan ilişkisi, organik tarımın kurumsal gelişimini hızlandırmıştır. AB pazarında organik ürünlerin kabul görebilmesi için sertifikasyon, izlenebilirlik, kalıntı kontrolü ve etiketleme standartlarına uyum zorunludur(Ataseven et al., 2024). Ege Bölgesi üreticilerinin bu standartlara uyum konusundaki deneyimi, bölgenin dış pazarlarda güvenilir bir tedarikçi olarak konumlanmasına katkı sağlamaktadır. Bununla birlikte sertifikasyon maliyetleri, küçük üreticilerin pazara erişim güçlükleri ve fiyat dalgalanmaları gibi sorunlar bölgenin potansiyelini sınırlayabilmektedir. Bu sorunların üretici birlikleri, kooperatifleşme ve devlet destekleriyle azaltılması mümkündür.

7. Akdeniz Bölgesi’nin Organik Bitkisel Ürün İhracatındaki Fırsatları

Akdeniz Bölgesi, organik bitkisel ürün ihracatı açısından Türkiye’nin önemli potansiyel alanlarından biridir(Demiryürek, 2008). Bölgenin iklim özellikleri, uzun üretim sezonu, ürün çeşitliliği, limanlara yakınlığı ve dış pazarlara erişim avantajı organik üretim ve ihracat için güçlü bir zemin oluşturmaktadır(Tıraşçı et al., 2020). Narenciye, yaş meyve ve sebze, zeytin, zeytinyağı, tıbbi-aromatik bitkiler ve bazı subtropikal ürünler bölgenin organik ihracat fırsatları arasında değerlendirilebilir. Bu ürünlerin uluslararası pazarlarda organik sertifikayla sunulması, bölgenin tarımsal katma değerini artırma kapasitesini güçlendirmektedir(Crowder & Reganold, 2015c).

Akdeniz Bölgesi’nin organik ihracat potansiyeli yalnızca üretim çeşitliliğinden değil, aynı zamanda lojistik avantajlarından da kaynaklanmaktadır. Bölgenin limanlara ve dış ticaret yollarına yakınlığı, taze ürünlerin zamanında ve daha düşük maliyetle pazarlara ulaştırılmasını kolaylaştırmaktadır(Surucu-Balci & Tuna, 2021). Organik ürünlerde kalite kaybını önlemek için taşıma, soğuk zincir, ambalajlama ve depolama süreçleri büyük önem taşır(Chen et al., 2022). Akdeniz Bölgesi’nin gelişmiş lojistik altyapısı, özellikle yaş meyve-sebze gibi hassas ürünlerde rekabet avantajı yaratabilir.

Bölgedeki organik tarım ihracatı, Türkiye ekonomisine döviz girdisi sağlama, tarımsal katma değeri artırma ve dış ticaretin ürün çeşitliliğini güçlendirme bakımından önemlidir (Demiryürek, 2008). Organik ürünler, konvansiyonel ürünlere kıyasla daha yüksek fiyat primi taşıyabildiği için üreticilerin gelir düzeyini yükseltebilir (Crowder & Reganold, 2015b). Bu durum, kırsal alanlarda ekonomik hareketliliği artırarak göç baskısını azaltabilir (Bolwig et al., 2009). Üretim, hasat, işleme, ambalajlama, taşıma ve ihracat süreçlerinde ortaya çıkan iş gücü talebi, bölgesel istihdam üzerinde olumlu etki yaratmaktadır (Crowder & Reganold, 2015b).

Tablo 3 Akdeniz Bölgesi İllerine Ait Organik Bitkisel Üretim Verileri (2024)

İl	Çiftçi sayısı	Üretim alanı (ha)	Doğadan toplama üretim alanı (ha)	Nadas alanı (ha)	Toplam alan (ha)	Üretim miktarı (ton)
Adana	75	342,94	0,00	0,00	342,94	12.743,15
Antalya	283	2.115,94	655,25	4,17	2.775,37	42.834,60
Burdur	30	222,86	0,00	2,23	225,09	635,16
Hatay	47	206,15	0,00	0,39	206,54	3.833,44
Isparta	28	95,96	0,00	0,90	96,86	1.045,92
Kahramanmaraş	106	611,57	0,00	4,95	616,53	4.374,51
Mersin	224	440,88	6,12	3,20	450,20	3.151,87
Akdeniz Bölgesi Toplamı	793	4.036,30	661,37	15,84	4.713,53	68.618,65

Kaynak: (T.C. Tarım ve Orman Bakanlığı, 2024)

Tablo 3'te 2024 yılı verileri, Akdeniz Bölgesi'nde organik bitkisel üretimin belirli illerde yoğunlaştığını göstermektedir. Bölge genelinde 793 çiftçi tarafından 4.713,53 hektar toplam alanda 68.618,65 ton organik bitkisel üretim gerçekleştirilmiştir. Üretim miktarı bakımından Antalya açık biçimde öne çıkmakta ve bölge toplam üretiminin büyük bölümünü karşılamaktadır. Adana ise daha sınırlı üretim alanına rağmen yüksek üretim miktarıyla dikkat çekmektedir. Buna karşılık Burdur, Isparta ve Hatay gibi illerde organik üretim daha düşük düzeyde kalmaktadır. Bu durum, Akdeniz Bölgesi'nde organik tarım potansiyelinin var olduğunu; ancak üretim kapasitesinin bölge içinde dengeli biçimde dağılmadığını göstermektedir. Özellikle Antalya merkezli üretim yoğunlaşması, bölgenin organik tarım yapısının belirli ekolojik ve ekonomik avantajlara sahip iller üzerinden şekillendiğini ortaya koymaktadır.

Akdeniz Bölgesi’nin organik ihracat fırsatları çevresel sürdürülebilirlik açısından da önemlidir. Bölge, iklim değişikliği, kuraklık, su kıtlığı ve toprak erozyonu gibi çevresel risklerle karşı karşıyadır. Organik üretim uygulamaları, kimyasal girdilerin azaltılması ve toprağın doğal yapısının korunması yoluyla bu risklerin azaltılmasına katkı sağlayabilir. Ancak organik ihracatın bölge kalkınmasına daha güçlü biçimde katkı sağlayabilmesi için üretici örgütlenmesi, sertifikasyon desteği, markalaşma, ürün standardizasyonu ve pazar çeşitlendirmesi gibi alanlarda daha planlı politikalar izlenmelidir.

8. Sorun Alanları ve Politika Önerileri

Türkiye’nin organik bitkisel ürün ihracatında güçlü potansiyeline rağmen bazı yapısal sorunlar devam etmektedir (Demiryürek, 2008). Bunların başında sertifikasyon maliyetleri, üretici örgütlenmesinin yetersizliği, iç pazar bilincinin sınırlı olması, ürün standardizasyonu, kalıntı kontrolü, lojistik maliyetler ve dış pazarlarda rekabet baskısı gelmektedir (Hatanaka et al., 2005). Organik üretim sürecinin karmaşık yapısı, özellikle küçük üreticiler için yüksek bilgi ve maliyet yükü oluşturabilmektedir. Bu nedenle organik ihracatın sürdürülebilir biçimde gelişebilmesi için üreticilerin teknik ve kurumsal olarak desteklenmesi gerekmektedir (Stolze & Lampkin, 2009).

Politika düzeyinde öncelikle sertifikasyon ve denetim süreçlerinin küçük üreticiler için daha erişilebilir hâle getirilmesi önemlidir. Grup sertifikasyonu, kooperatifleşme ve dahili kontrol sistemi modelleri bu açıdan değerlendirilebilir (Solfanelli et al., 2021). İkinci olarak organik üretime yönelik eğitim ve danışmanlık hizmetleri artırılmalıdır (Dimitri et al., 2025). Üreticilerin yalnızca üretim teknikleri konusunda değil, kayıt tutma, izlenebilirlik, ambalajlama, etiketleme ve ihracat standartları konusunda da desteklenmesi gerekir (Hatanaka et al., 2005). Üçüncü olarak Ege ve Akdeniz bölgelerinin ürün desenine uygun bölgesel markalaşma stratejileri geliştirilmelidir (Gitli & Arce, 2001).

Dördüncü olarak organik bitkisel ürün ihracatında pazar çeşitlendirmesi sağlanmalıdır (Raynolds, 2004). Avrupa Birliği pazarı önemli olmakla birlikte, Orta Doğu, Uzak Doğu ve Kuzey Amerika gibi pazarlarda da organik ürün talebi artmaktadır. Türkiye’nin bu pazarlara yönelik tanıtım, kalite standardı ve lojistik planlama kapasitesini güçlendirmesi gerekmektedir. Son olarak organik tarım politikaları çevresel sürdürülebilirlik hedefleriyle bütünleştirilmelidir. Su yönetimi, toprak koruma, biyolojik çeşitlilik ve iklim değişikliğine uyum politikaları, organik ihracat stratejisinin ayrılmaz parçası hâline getirilmelidir.

9. Sonuç

Organik bitkisel ürün ihracatı, Türkiye açısından yalnızca tarımsal ürünlerin dış pazarlara satılması anlamına gelmemekte; aynı zamanda sürdürülebilir üretim, döviz geliri, kırsal kalkınma, istihdam ve bölgesel rekabet gücü bakımından stratejik bir kalkınma alanı oluşturmaktadır. Organik üretim, tüketici güvenini ve ürün değerini artıran sertifikasyon süreçleriyle birlikte değerlendirildiğinde, Türkiye'nin tarımsal dış ticaretinde niteliksel bir dönüşüm sağlayabilecek potansiyele sahiptir(Eryılmaz Aydın et al., 2019).

Ege Bölgesi, organik tarım ihracatında tarihsel deneyimi, ürün çeşitliliği, dış pazar bağlantıları ve kurumsal altyapısıyla öncü bir rol üstlenmektedir. Organik zeytin, zeytinyağı, üzüm ve incir gibi ürünler bölgenin uluslararası pazarlardaki konumunu güçlendirmektedir. Akdeniz Bölgesi ise iklim avantajı, uzun üretim sezonu, narenciye ve yaş meyve-sebze potansiyeli, limanlara yakınlığı ve lojistik olanaklarıyla organik ihracatın gelişebileceği önemli bir bölgesel merkez niteliği taşımaktadır. Her iki bölge de organik ihracat yoluyla Türkiye ekonomisine döviz kazandırma, kırsal istihdamı artırma ve bölgesel kalkınmayı destekleme kapasitesine sahiptir.

Bununla birlikte organik ihracatın kalıcı ve sürdürülebilir bir başarıya dönüşebilmesi için üretimden pazarlamaya kadar bütün değer zincirinin güçlendirilmesi gerekmektedir. Sertifikasyon maliyetlerinin azaltılması, üretici örgütlenmesinin desteklenmesi, ürün kalitesinin standardize edilmesi, dış pazar çeşitliliğinin artırılması ve bölgesel markalaşmanın geliştirilmesi temel öncelikler arasında yer almalıdır. Sonuç olarak Türkiye, organik bitkisel ürün ihracatını yalnızca ekonomik bir fırsat olarak değil, aynı zamanda sürdürülebilir tarım ve bölgesel kalkınma politikalarının merkezinde yer alan stratejik bir alan olarak değerlendirmelidir.

Kaynakça

- Aksakal, V., Yolcu, H., & Bayram, B. (2007). Türkiye’de Organik Tarım ve Sorunları. *Atatürk Üniversitesi Ziraat Fakültesi Dergisi*, 38(2), 203–206.
- Ataseven, Y., Demirdöğen, A., & Akyüz, M. (2024). Building Trust from Farm to Fork in Organic Agriculture: A Closer Look at Inspection and Certification Systems. *Turkish Journal of Agriculture - Food Science and Technology*, 12(12), 2664–2674. <https://doi.org/10.24925/turjaf.v12i12.2664-2674.7070>
- Ataseven, Y., & Güneş, E. (2008). Türkiye’de organik tarımın ekonomik analizi. *Uludağ Üniversitesi Tarım Ekonomisi Dergisi*, 22(2), 1–9.
- Bolwig, S., Gibbon, P., & Jones, S. (2009). The Economics of Smallholder Organic Contract Farming in Tropical Africa. *World Development*, 37(6), 1094–1104. <https://doi.org/10.1016/j.worlddev.2008.09.012>
- Büyükkantarıcı Tolgay, S., & Saygı, D. (2025). Organik ve İyi Tarım Üretiminin Türkiye Tarım İhracatındaki Potansiyel Rolü. *Gaziantep University Journal of Social Sciences*, 24(3), 1359–1379. <https://doi.org/10.21547/jss.1667225>
- Cakirli Akyüz, N., & Theuvsen, L. (2020). The Impact of Behavioral Drivers on Adoption of Sustainable Agricultural Practices: The Case of Organic Farming in Turkey. *Sustainability*, 12(17), 6875. <https://doi.org/10.3390/su12176875>
- Chen, Q., Qian, J., Yang, H., & Wu, W. (2022). Sustainable food cold chain logistics: From microenvironmental monitoring to global impact. *Comprehensive Reviews in Food Science and Food Safety*, 21(5), 4189–4209. <https://doi.org/10.1111/1541-4337.13014>
- Crowder, D. W., & Reganold, J. P. (2015a). Financial competitiveness of organic agriculture on a global scale. *Proceedings of the National Academy of Sciences*, 112(24), 7611–7616. <https://doi.org/10.1073/pnas.1423674112>
- Crowder, D. W., & Reganold, J. P. (2015b). Financial competitiveness of organic agriculture on a global scale. *Proceedings of the National Academy of Sciences*, 112(24), 7611–7616. <https://doi.org/10.1073/pnas.1423674112>
- Crowder, D. W., & Reganold, J. P. (2015c). Financial competitiveness of organic agriculture on a global scale. *Proceedings of the National Academy of Sciences*, 112(24), 7611–7616. <https://doi.org/10.1073/pnas.1423674112>
- Dalbeyler, D., & Işın, F. (2017). Türkiye’de Organik Tarım ve Geleceği. *Tarım Ekonomisi Dergisi*, 23(2), 215–222. <https://doi.org/10.24181/tarekoder.364902>
- Demiryürek, K. (2008). *Organic agriculture: The case of Turkey*. Ondokuz Mayıs University.
- Dimitri, C., Oberholtzer, L., & Pressman, A. (2025). Supporting organic farmers through information and technical assistance. *Renewable Agriculture and Food Systems*, 40, e11. <https://doi.org/10.1017/S1742170525000080>

- ER, C., & BAŞALMA, D. (2008). *Organik Tarımdaki Gelişmeler*. Nobel Yayın Dağıtım.
- Eryılmaz Aydın, Kılıç Osman, & Boz İsmet. (2019). Türkiye’de Organik Tarım ve İyi Tarım Uygulamalarının Ekonomik, Sosyal ve Çevresel Sürdürülebilirlik Açısından Değerlendirilmesi. *Yüzüncü Yıl Üniversitesi Tarım Bilimleri Dergisi*, 29(2), 352–361. <https://doi.org/10.29133/yyutbd.446002>
- FiBL, & IFOAM. (2021). *The World of Organic Agriculture: Statistics and Emerging Trends 2021*. Research Institute of Organic Agriculture (FiBL), International Federation of Organic Agriculture Movements (IFOAM).
- Gitli, E., & Arce, R. (2001). *Considerations on the International Marketing of Organic Products in Central America: Some Ideas on Costa Rica*.
- Gomiero, T., Pimentel, D., & Paoletti, M. G. (2011). Environmental Impact of Different Agricultural Management Practices: Conventional vs. Organic Agriculture. *Critical Reviews in Plant Sciences*, 30(1–2), 95–124. <https://doi.org/10.1080/07352689.2011.554355>
- González, A. A., & Nigh, R. (2005). Smallholder participation and certification of organic farm products in Mexico. *Journal of Rural Studies*, 21(4), 449–460. <https://doi.org/10.1016/j.jrurstud.2005.08.004>
- Guanqi, Z., & Husnain, M. (2022). Assessing the role of organic food supply chain traceability on food safety and consumer wellbeing: A mediated-moderation investigation. *Frontiers in Psychology*, 13. <https://doi.org/10.3389/fpsyg.2022.1073376>
- Hatanaka, M., Bain, C., & Busch, L. (2005). Third-party certification in the global agrifood system. *Food Policy*, 30(3), 354–369. <https://doi.org/10.1016/j.foodpol.2005.05.006>
- Isin, F., Cukur, T., & Armagan, G. (2007). Factors Affecting the Adoption of the Organic Dried Fig Agriculture System in Turkey. *Journal of Applied Sciences*, 7(5), 748–754. <https://doi.org/10.3923/jas.2007.748.754>
- Kenanoğlu, Z., & Karahan, Ö. (2002). Policy implementations for organic agriculture in Turkey. *British Food Journal*, 104(3/4/5), 300–318. <https://doi.org/10.1108/00070700210425732>
- Kızılaslan, H., & Olgun, A. (2012). Türkiye’de Organik Tarım ve Organik Tarıma Verilen Desteklemeler. *Gaziosmanpaşa Üniversitesi Ziraat Fakültesi Tarım Ekonomisi Bölümü*, 29(1), 1–12.
- Lohr, L., & Krissoff, B. (2002a). Consumer Effects of Harmonizing International Standards for Trade in Organic Foods. In *Global Food Trade and Consumer Demand for Quality* (pp. 209–228). Springer US. https://doi.org/10.1007/978-1-4757-5329-5_12
- Lohr, L., & Krissoff, B. (2002b). Consumer Effects of Harmonizing International Standards for Trade in Organic Foods. In *Global Food Trade and*

- Consumer Demand for Quality* (pp. 209–228). Springer US. https://doi.org/10.1007/978-1-4757-5329-5_12
- Luttikholt, L. W. M. (2007). Principles of organic agriculture as formulated by the International Federation of Organic Agriculture Movements. *NJAS: Wageningen Journal of Life Sciences*, 54(4), 347–360. [https://doi.org/10.1016/S1573-5214\(07\)80008-X](https://doi.org/10.1016/S1573-5214(07)80008-X)
- Müller, A., & Schader, C. (2018). *Organic Farming Can Feed the World*. <https://www.fibl.org/fileadmin/documents/en/activityreport/activityreport2018.pdf>
- Nagy, L. B., Lakner, Z., & Temesi, Á. (2022). Is it really organic? Credibility factors of organic food—A systematic review and bibliometric analysis. *PLOS ONE*, 17(4), e0266855. <https://doi.org/10.1371/journal.pone.0266855>
- Olhan, E., . Y. A., & . S. G. (2005). Organic Farming in Turkey. *Pakistan Journal of Biological Sciences*, 8(3), 505–509. <https://doi.org/10.3923/pjbs.2005.505.509>
- Özbağ, B. C. (2010). *Türkiye’de Organik Tarımın Ekonomik Analizi*. Uludağ Üniversitesi Fen Bilimleri Enstitüsü.
- Ozkan, B., & Ceylan, R. F. (2011). ORGANIC FARMING IN TURKEY: IMPROVEMENTS AND PROSPECTS. *Acta Horticulturae*, (895), 221–228. <https://doi.org/10.17660/ActaHortic.2011.895.27>
- Pugliese, P. (2001). Organic Farming and Sustainable Rural Development: A Multifaceted and Promising Convergence. *Sociologia Ruralis*, 41(1), 112–130. <https://doi.org/10.1111/1467-9523.00172>
- Purvis, B., Mao, Y., & Robinson, D. (2019). Three pillars of sustainability: in search of conceptual origins. *Sustainability Science*, 14(3), 681–695. <https://doi.org/10.1007/s11625-018-0627-5>
- Rana, J., & Paul, J. (2017). Consumer behavior and purchase intention for organic food: A review and research agenda. *Journal of Retailing and Consumer Services*, 38, 157–165. <https://doi.org/10.1016/j.jretconser.2017.06.004>
- Raynolds, L. T. (2004). The Globalization of Organic Agro-Food Networks. *World Development*, 32(5), 725–743. <https://doi.org/10.1016/j.worlddev.2003.11.008>
- Reganold, J. P., & Wachter, J. M. (2016). Organic agriculture in the twenty-first century. *Nature Plants*, 2(2), 15221. <https://doi.org/10.1038/nplants.2015.221>
- Rehber, E., & Turhan, S. (2002). Prospects and challenges for developing countries in trade and production of organic food and fibers. *British Food Journal*, 104(3/4/5), 371–390. <https://doi.org/10.1108/00070700210435380>
- Rehber, E., Turhan, Ş., & Vural, H. (2018). Organic farming: A historical perspective. *Journal of Biological and Environmental Sciences*, 12(36), 113–122.

- Sayin, C., Brumfield, R. G., Mencet, M. N., & Ozkan, B. (2005a). The Organic Farming Movement in Turkey. *HortTechnology*, 15(4), 864–871. <https://doi.org/10.21273/HORTTECH.15.4.0864>
- Sayin, C., Brumfield, R. G., Mencet, M. N., & Ozkan, B. (2005b). The Organic Farming Movement in Turkey. *HortTechnology*, 15(4), 864–871. <https://doi.org/10.21273/HORTTECH.15.4.0864>
- Solfanelli, F., Ozturk, E., Pugliese, P., & Zanolli, R. (2021). Potential outcomes and impacts of organic group certification in Italy: An evaluative case study. *Ecological Economics*, 187, 107107. <https://doi.org/10.1016/j.ecolecon.2021.107107>
- Stolze, M., & Lampkin, N. (2009). Policy for organic farming: Rationale and concepts. *Food Policy*, 34(3), 237–244. <https://doi.org/10.1016/j.foodpol.2009.03.005>
- Surucu-Balci, E., & Tuna, O. (2021). Investigating logistics-related food loss drivers: A study on fresh fruit and vegetable supply chain. *Journal of Cleaner Production*, 318, 128561. <https://doi.org/10.1016/j.jclepro.2021.128561>
- Tanrivermiş, H. (2006). The Development of Organic Farming and its Impacts on Farms in Turkey: A Discussion on Research Results. *Pakistan Journal of Biological Sciences*, 9(6), 1192–1204. <https://doi.org/10.3923/pjbs.2006.1192.1204>
- Tıraşçı, S., Erdoğan, Ü., & Aksakal, V. (2020). Türkiye’de Organik Tarım. *Turkish Journal of Agriculture - Food Science and Technology*, 8(11), 2348–2354. <https://doi.org/10.24925/turjaf.v8i11.2348-2354.3505>
- Tuomisto, H. L., Hodge, I. D., Riordan, P., & Macdonald, D. W. (2012a). Does organic farming reduce environmental impacts? – A meta-analysis of European research. *Journal of Environmental Management*, 112, 309–320. <https://doi.org/10.1016/j.jenvman.2012.08.018>
- Tuomisto, H. L., Hodge, I. D., Riordan, P., & Macdonald, D. W. (2012b). Does organic farming reduce environmental impacts? – A meta-analysis of European research. *Journal of Environmental Management*, 112, 309–320. <https://doi.org/10.1016/j.jenvman.2012.08.018>
- YALÇIN, G. E., & ÖCAL KARA, F. (2016a). Kırsal Göç ve Tarımsal Üretime Etkileri. *Harran Tarım ve Gıda Bilimleri Dergisi*, 20(2), 154–158. <https://doi.org/10.29050/harranziraat.259106>
- YALÇIN, G. E., & ÖCAL KARA, F. (2016b). Kırsal Göç ve Tarımsal Üretime Etkileri. *Harran Tarım ve Gıda Bilimleri Dergisi*, 20(2), 154–158. <https://doi.org/10.29050/harranziraat.259106>
- Yavuz, V. A. (2010). Sürdürülebilirlik Kavramı ve İşletmeler Açısından Sürdürülebilir Üretim Stratejileri. *Mustafa Kemal Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü Dergisi*, 17(14), 63.

- T.C. Tarım ve Orman Bakanlığı. (2024). *2024 organik bitkisel üretim verileri* [Veri seti]. Bitkisel Üretim Genel Müdürlüğü. <https://www.tarimorman.gov.tr/Konular/Bitkisel-Uretim/Organik-Tarim/Istatistikler>
- T.C. Tarım ve Orman Bakanlığı. (2025). *2024 organik bitkisel üretim verileri* [Veri seti]. Bitkisel Üretim Genel Müdürlüğü. <https://www.tarimorman.gov.tr/Konular/Bitkisel-Uretim/Organik-Tarim/Istatistikler>

Türkiye’de Sağlık Harcamaları, Yenilenebilir Enerji Tüketimi, ve Ekonomik Büyüme İlişkisi: Yük Taşıma Kapasitesi Faktörü Çerçevesinde Bir Analiz

Ahmet Yılmaz Ata¹

Ayşe Eryer²

Özet

Çevresel sorunlar, birey ve toplum sağlığı, ekolojik sistemlerin devamlılığı, sürdürülebilir ekonomik büyüme ve kalkınma üzerindeki çok boyutlu etkileri nedeniyle küresel ölçekte öncelikli araştırma alanlarından biri haline gelmiştir. Çevresel performansın değerlendirilmesinde geleneksel olarak karbondioksit emisyonları ve ekolojik ayak izi gibi göstergeler yaygın biçimde kullanılmaktadır. Bu göstergeler, ağırlıklı olarak doğal kaynaklar üzerindeki tüketim baskısını ve çevresel talep boyutunu yansıtan göstergelerdir. Dolayısıyla, çevresel sürdürülebilirliğin kapsamlı bir şekilde değerlendirilebilmesi için doğal kaynakların yenilenme kapasitesini ve ekolojik arz yönünü de dikkate alan ölçütlere ihtiyaç duyulmaktadır. Bu çalışmada da çevresel kalite göstergelerinden olan ve biyolojik kapasitesinin ekolojik ayak izine oranlanmasıyla bulunan yük kapasitesi faktörü kullanılmıştır. Çalışmada, Türkiye’de yenilenebilir enerji tüketimi, sağlık harcamaları, ekonomik büyüme ve yük kapasitesi faktörü arasındaki ilişkiler 1990–2022 dönemi için A-ARDL yöntemi kullanılarak analiz edilmiştir. Elde edilen bulgular, değişkenler arasında uzun dönemli bir eş bütünleşme ilişkisinin varlığına işaret etmektedir. Yenilebilir enerji tüketimi ve sağlık harcamalarında meydana gelen artışlar yük kapasitesini faktörünü pozitif etkilemekte, ekonomik büyümedeki artışlar ise yük kapasitesi faktörünü negatif etkilemektedir.

1 Prof. Dr., Gaziantep Üniversitesi, İİBF, yilmazata75@gmail.com,
<https://orcid.org/0000-0001-5928-8801>

2 Dr., Bağımsız Araştırmacı, ayse_zabun46@hotmail.com,
<https://orcid.org/0000-0002-6556-1605>

1.Giriş

Toplumların ekonomik ve sosyal gelişiminde sağlık önemli bir role sahiptir. Beşeri sermayenin temel bileşenlerinden biri olan sağlık, bireylerin ve toplumların üretkenlik düzeylerini doğrudan etkilemektedir. Sağlık düzeyi yüksek bireyler daha verimli çalışabilmekte, bu durum ise üretim kapasitesinin ve ülke refahının artmasına katkı sağlamaktadır. Bu nedenle, sağlık ile etkileşim halinde olan faktörlerin belirlenmesi ve incelenmesi büyük önem taşımaktadır (Barro, 1996; Eryer, 2024).

Ekonomik ve çevresel faktörler ile sağlık ilişkisi, son yıllarda giderek daha fazla önem kazanmaktadır. Karbon emisyonları ve diğer zararlı kirleticilerden kaynaklanan çevre kirliliğinin insan sağlığını olumsuz etkileyerek sağlık harcamalarını artırdığı kabul edilmektedir. Çevresel bozulma, çeşitli sağlık sorunlarının ortaya çıkmasına neden olurken, işgücü verimliliğini de azaltabilmektedir. Bu durum ekonomik faaliyetler ve büyüme üzerinde olumsuz etkiler yaratabilmektedir. Özellikle gelişmekte olan ülkelerde ekonomik büyümenin enerji tüketimindeki artışla birlikte gerçekleşmesi, hava kirliliğini artırarak hem halk sağlığını tehdit etmekte hem de sürdürülebilir kalkınmaya ilişkin endişeleri güçlendirmektedir (Yazdi vd., 2014; Dağ ve Kızılkaya, 2021). Dünya genelinde çevre kalitesinin bozulması, sağlıklı yaşam olarak adlandırılan kavram üzerinde önemli bir etkiye sahiptir. Özellikle, hava, su ve toprak kirliliğindeki meydana gelen artışlar birey ve toplum sağlığını olumsuz yönde etkileyerek çeşitli hastalıkların görülme sıklığını artırmakta ve yaşam kalitesinin düşmesine yol açmaktadır. Bu yüzden, çevresel kalite ve halk sağlığı arasındaki ilişki, günümüzde farklı disiplinlerde yürütülen araştırmaların temel inceleme alanlarından biri olarak öne çıkmaktadır (Dritsaki ve Dritsaki, 2024).

İktisadi kalkınma sürecini yeteri kadar tamamlayamamış ülkeler, ekonomik büyümeyi hızlandırmak ve yatırım çekmek için sektör ayrımı gözetmeden farklı yatırım alanlarına yönelebilmektedir. Bu ülkelere yapılan yatırımların önemli bir kısmı, çevre üzerinde yüksek düzeyde olumsuz etki yaratan üretim faaliyetlerinden oluşmaktadır. Bunun temel nedenlerinden biri, gelişmekte olan ülkelerde işgücünün nispeten düşük maliyetli ve bol olmasıdır. Gelişmiş ülkelerde çevre politikalarının ve sürdürülebilir kalkınma uygulamalarının güçlenmesi, çevreye zarar veren üretim faaliyetlerinin daha esnek çevre düzenlemelerine sahip gelişmekte olan ülkelere kaymasına yol açmakta ve bu ülkelerin zamanla birer kirlilik cenneti haline gelmesine neden olmaktadır (Yahaya vd., 2016). Çevresel kalitenin bozulması sadece doğal kaynaklar üzerinde değil, aynı zamanda toplumsal refah üzerinde de olumsuz sonuçlar doğurabilmektedir. Artan çevre kirliliği, bireyin ve toplumun sağlık durumunu kötüleştirerek başta emek faktörü olmak üzere üretim sürecinde yer alan tüm

kaynakların verimliliğini azaltmaktadır. Üretim faktörlerindeki bu verim kaybı ise ekonomik performansı olumsuz etkileyerek ulusal üretim düzeyinin ve ekonomik büyüme oranlarının gerilemesine neden olabilmektedir (Narayan ve Narayan, 2008; Yahaya vd., 2016; Apergis vd., 2018).

Çevresel kalite ve yenilenebilir enerji arasındaki ilişki de pek çok araştırmaya konu olmuştur. Yenilenebilir enerji, doğal süreçler tarafından sürekli olarak yenilenen kaynaklardan elde edilen ve sürdürülebilir enerji üretimine olanak sağlayan bir enerji türüdür. Fosil yakıtlara kıyasla daha düşük çevresel etkilere sahip olması nedeniyle çevre dostu bir alternatif olarak değerlendirilmektedir (Khan vd., 2020) Bu kaynakların etkin ve verimli biçimde kullanılması, çevresel zararların ve atık oluşumunun azaltılmasına katkı sağlarken, ekonomik ve toplumsal ihtiyaçların uzun vadede karşılanmasına da destek olmaktadır. Ayrıca yenilenebilir enerji, fosil yakıtlara olan bağımlılığı azaltarak sera gazı emisyonlarının düşürülmesinde ve iklim değişikliğiyle mücadelede önemli bir rol üstlenmektedir (Panwar vd., 2011). Bu nedenle, yenilenebilir enerji kaynakları hem sürdürülebilir enerji arzının sağlanması hem de çevresel kalitenin korunması açısından stratejik bir öneme sahiptir. Ayrıca yenilenebilir enerji kaynakları sadece çevresel kaliteyi iyileştirmekle kalmamakta, aynı zamanda toplum sağlığının korunmasına da katkı sağlamaktadır. Yenilenebilir enerji kullanımının yaygınlaşması, karbon emisyonlarının azaltılmasına, enerji güvenliğinin güçlendirilmesine ve daha sağlıklı yaşam koşullarının oluşturulmasına destek olarak sürdürülebilir kalkınmanın temel unsurlarından biri olarak değerlendirilmektedir.

Çevresel bozulmanın göstergesi olarak ampirik çalışmalarda pek çok gösterge kullanılmaktadır. Çevreye hangi etmenlerin zarar verdiği, ortaya çıkan zararın ölçülmesi, çevresel bozulmayı güvenilir bir biçimde yansıtabilecek göstergelerin belirlenmesi önem arz etmektedir. Çevresel kalitenin belirlenmesinde çalışmalarda genel olarak CO2 emisyonu, ekolojik ayak izi göstergeleri kullanılmaktadır (Duman, 2023). Karbon emisyonları, havada bulunan gazları ölçerken; ekolojik ayak izi göstergesi, bireylerin doğal kaynaklara olan gereksinimi, doğanın biyolojik kapasitesini nasıl karşıladığını göstermektedir. Ayrıca doğanın birey ihtiyaçlarını karşılayabilme giderebilme kapasitesinin de çevresel kalite analizlerinden önemle dikkate alınmasının gerekli olduğu vurgulanmaktadır. Doğanın biyolojik olarak üretken kara ve deniz alanlarını yenileme kapasitesi ise biyokapasite ile ifade edilmektedir. Ekolojik ayak izi verimli araziye ilişkin talebi gösterirken, biyokapasite bu talebi karşılayabilecek arzı temsil etmektedir (Doğan ve Pata, 2022). Bu nedenle, çevresel sürdürülebilirliğin değerlendirilmesinde her iki göstergenin birlikte ele alınması önem taşımaktadır. Bu amaçla geliştirilen Yük Kapasite Faktörü (LCF),biyolojik kapasitenin ekolojik ayak izine oranlanmasıyla ölçülmekte ve

çevresel kaliteyi daha kapsamlı bir şekilde değerlendirmeye olanak sağlamaktadır (Doğan ve Pata, 2022; Ülger vd., 2025).

Bu kapsamda çalışmada Türkiye için yenilenebilir enerji, sağlık harcamaları, ekonomik büyüme ve yük kapasitesi faktörü ilişkisi 1990-2022 dönemi özelinde incelenmiştir. Çalışmanın bölümleri şu şekilde ilerlemektedir: Giriş bölümünde teorik çerçeve ele alınmış, takip eden bölümde konuya ilişkin daha önceki yapılan çalışmalara yer verilmiştir. Üçüncü bölümde ampirik analizde kullanılan veri seti ve özellikleri, model ele alınmış, dördüncü bölümde elde edilen bulgular tartışılmıştır. Sonuç ve değerlendirme bölümünde ise, politika önerileri sunulmuştur.

2.Literatür Araştırması

Literatür incelendiğinde genel olarak ÇKE hipotezinin geçerliliğine ilişkin çalışmalar mevcuttur. Ancak son yıllarda, çevresel kaliteyi yalnızca çevresel baskılar açısından değil, aynı zamanda ekolojik kaynakların sürdürülebilirliği yönünden de değerlendirmeye olanak tanıyan Yük Kapasitesi Faktörü (LCF) üzerine yapılan çalışmaların önem kazandığı görülmektedir. İlk olarak Siche vd. (2010) tarafından ortaya konulan ve ampirik olarak ilk kez Pata (2021) tarafından test edilen bu gösterge, çevresel kalitenin arz ve talep boyutlarını birlikte ele alması nedeniyle literatürde giderek daha fazla kullanılmaktadır.

Çevre ve sağlık harcamaları arasındaki ilişkiye yönelik yapılan çalışmalar, literatürde oldukça yeni bir alan olarak karşımıza çıkmaktadır. Çevre kalitesinin bozulması, küresel ısınmadaki artış, sağlıklı bir hayat üzerinde önemli tehlikeler oluşturmaktadır. Bilhassa fosil yakıt tüketiminde meydana gelen artışla beraber karbon emisyonlarının artması çevresel kaliteyi olumsuz etkilemektedir (Abdullah, vd. 2016). Artan hava kirliliği ve sıcaklık artışından dolayı bulaşıcı hastalıkların artması sağlık ve çevre arasındaki etkileşimin incelemesine yol açmıştır (Saida ve Kais 2018; Chaabouni vd., 2016).

Sağlık harcamalarının çevresel kalite üzerindeki etkileyen çalışmalar literatürde oldukça sınırlıdır. Çalışmada çevresel kalite göstergesi olan yük kapasitesi faktörü dikkate alınmakta, sağlık harcamalarının, ekonomik büyümenin ve yenilenebilir enerji tüketiminin etkisi incelenmektedir. Konuya ilişkin çalışmalardan bazıları ise şu şekilde özetlenmektedir:

Jerrett vd. (2003)’in yapmış oldukları çalışmalarında çevresel kalite ve sağlık harcamalarını ilişkilendiren ilk çalışmalardan birisidir. 1979-1888 döneminin ele alındığı çalışmada iki aşamalı regresyon yöntemi kullanılmış ve bulgulara Kanada özelinde çevresel kirliliğin sağlık harcamaları artırdığı sonucuna ulaşılmıştır.

Narayan ve Narayan (2008), çalışmalarında ise, 8 OECD ülkesi için 1980-1999 döneminde sağlık harcamaları ve çevresel kalite ilişki panel veri analizi tekniği ile incelenmiştir. Analiz sonucunda, farklı çevresel kalite göstergelerinin sağlık harcamalarını artırdığı elde edilmiştir.

Lu vd.,(2017), 2002-2014 dönemi için 30 Çin eyaleti için panel veri tekniği ile, Çin’de çevresel kalite, ekonomik kalkınma ve sağlık harcamaları arasındaki dinamik ilişkiyi araştırmaktadır. Elde edilen bulgularda çevresel kirliliğin sağlık harcamaları üzerinde olumsuz bir etkisi olduğunu göstermektedir. Apergis vd., (2018), Sahra Altı Afrika ülkelerinde 1995-2011 dönemi için sağlık harcamaları yenilenebilir enerji tüketimi ve karbon emisyonu ilişkisi panel veri tekniği ile incelenmiştir. Analiz sonuçları, yenilenebilir enerji tüketiminden sağlık harcamalarına doğru tek yönlü bir nedensellik ilişkisinin bulunduğunu ortaya koymaktadır. Ayrıca sağlık harcamaları ile CO₂ emisyonları arasında karşılıklı etkileşime işaret eden çift yönlü bir nedensellik ilişkisi tespit edilmiştir. Uzun dönem katsayı tahminleri ise yenilenebilir enerji kullanımındaki artışın ve sağlık harcamalarındaki yükselişin karbon emisyonlarının azaltılmasına katkı sağladığını göstermektedir. Buna karşılık, reel gayrisafi yurt içi hasıladaki (GSYİH) artışın çevresel baskıları artırarak karbon emisyonlarının yükselmesine neden olduğu belirlenmiştir.

Saida ve Kais (2018), çalışmalarında 1990-2015 dönemini kullanarak sağlık harcamaları ve karbon emisyonu ilişkisini 26 Sahra Altı Afrika ülkeleri için panel veri analizi tekniği ile incelemişlerdir. Elde edilen bulgularda, sağlık harcamalarının karbon emisyonu üzerinde negatif ve anlamsız bir etkiye sahip olduğu belirlenmiştir.

Alola (2018), ABD’de karbon emisyonu, yenilenebilir enerji sağlık ve göç arasındaki etkileşimi 1990-2018 üçer aylık çeyreklik verilerle incelemişlerdir. ARDL sınır testi analizinin kullanıldığı çalışmada, ekonomik büyüme ve göçün karbon emisyonu üzerinde pozitif bir etkiye sahip olduğu, yenilenebilir enerji tüketiminin de pozitif bir etkiye sahip olduğu bulunmuştur. Ayrıca bulgularda sağlık harcamalarının karbon emisyonu üzerinde anlamlı bir etki göstermediği de vurgulanmıştır.

Gündüz (2020), çalışmasında ABD için 1970-2016 dönemi veri seti kapsamında sağlık harcamaları ve karbon ayak izi ilişkisi zaman serisi teknikleri yardımıyla incelenmiştir. Sonuçlarda sağlık harcamaları ve karbon ayak izi arasında ters yönlü bir ilişkinin olduğu tespit edilmiştir. Akbar vd., (2021), 2006-2016 yılları kapsamında 33 OECD ülkesi için sağlık harcamaları, karbon emisyonu ve beşeri sermaye endeksi ilişkisini incelemiş, elde edilen bulgularda sağlık harcamaları ve karbon emisyonu arasında çift yönlü bir ilişki tespit edilmiştir.

Bu çalışmalardan bir diğeri de Ahmed vd., (2019) tarafından gerçekleştirilmiştir. Bu çalışmada Endonezya için karbon emisyonu ve kentleşme arasındaki ilişki ARDL tekniği kullanılarak incelenmiş ve 1971-2014 döneminde kentleşme ve karbon emisyonu arasında ters -U ilişkinin geçerli olduğu tespit edilmiştir. Pata (2021), çalışmasında ABD ve Japonya’da yenilenebilir enerji ve sağlık harcamalarının yük kapasitesi faktörü üzerindeki etkilerini ARDL tekniği kullanılarak 1982-2016 dönemi için incelemişlerdir. Ampirik analiz sonucunda sağlık harcamaları ve yenilenebilir enerjinin ABD’de çevresel kaliteyi iyileştirdiği, Japonya’da ise yenilenebilir enerjinin yük kapasitesi faktörü üzerinde anlamlı bir etki göstermediği tespit edilmiştir.

Wang vd., (2019), Pakistan’da sağlık harcamaları ve karbon emisyonu ilişkisi 1995-2017 dönemi verileri kullanılarak ARDL tekniği test edilmiştir. Elde edilen sonuçlarda sağlık harcamaları ve karbon emisyonu arasında çift yönlü bir nedensellik ilişkisinin olduğu belirlenmiştir.

Fareed vd., (2021), çalışmalarında Endonezya için 1965-5014 dönemi veri seti kapsamında yük kapasitesi faktörünü belirleyen etmenler Fourier tekniği yardımıyla test edilmiştir. Bulgularda yenilenebilir enerji ve ihracat çeşitlendirmesinin çevresel kaliteyi artırdığına yönelik sonuçlar elde edilmiştir.

Pata (2021), ABD ve Japonya için gerçekleştirdiği çalışmasında zaman serisi teknikleri kullanarak yük kapasitesi faktörü, sağlık harcamaları ve yenilenebilir enerji tüketimi ilişkisini 1982-2016 dönemi kapsamında ele almıştır. Bulgularda yenilenebilir enerji ve sağlık harcamalarının ABD’de çevresel kaliteyi artırdığı, Japonya’da yenilenebilir enerjinin yük kapasitesi faktörü üzerinde anlamlı bir etkisinin olmadığı tespit edilmiştir.

Shang vd.(2022), çalışmalarında yenilenebilir enerji ve sağlık harcamalarının yük kapasitesi faktörü üzerindeki etkisini Kesitsel Artırılmış ARDL tekniği yardımıyla incelemişlerdir. 1980-2018 dönemi için yapılan ampirik bulgularda yenilenebilir enerji ve sağlık harcamalarının yük kapasitesi faktörü üzerinde önemli bir etkisinin olduğu belirlenmiştir.

Liu vd., (2022), Güney Kore için yaptıkları çalışmalarında 1990-2018 dönemi için yük kapasitesi faktörünün belirleyicileri ARDL tekniği ile test edilmiştir. ARDL analizi sonucunda, ekonomik gelişme ve yenilenemeyen enerji tüketimi yük kapasitesi faktörünü azaltırken, yeşil enerji ve teknolojik gelişme artırmaktadır.

Zhao vd., (2023), BRICS-T ülkeleri için yük kapasitesi ve ekonomik büyüme ilişkisi CS-ARDL tekniği ile incelenmiştir. 1990-2018 döneminde ekonomik büyümenin yük kapasitesini azalttığı bulgular arasında vurgulanmıştır.

Güneysu (2023), çalışmasında finansal gelişme, sanayileşme ve küreselleşmenin yük kapasitesi faktörü üzerindeki etkisini zaman serisi teknikleri yardımıyla Türkiye için test etmiştir. 1970- 2018 dönemi veri setinin kullanıldığı çalışmada LLC hipotezinin geçerli olduğuna yönelik bulgular elde edilmiştir.

Dai vd. (2023), ASEAN ülkelerinde yük kapasitesini etkileyen etmenleri 1986-2018 dönemi için test etmişlerdir. Bulgularda beşeri sermaye ve yeşil enerjinin çevresel kalite üzerinde olumlu etkilerinin olduğunu, nüfusun ve ekonomik küreselleşmenin çevresel kalite üzerinde olumsuz etkilerinin olduğunu vurgulanmıştır.

Uçar vd. (2025), ise BRICS ülkelerinde yük kapasitesine etki eden etmeleri farklı değişkenler kullanarak test etmişlerdir. Çalışmada Uygulanabilir Genelleştirilmiş En Küçük Kareler (FGLS) yöntemi kullanılmıştır. 1993-2022 veri setinin kullanıldığı çalışmada BRICS ülkelerinde LLC hipotezinin geçerli olmadığını, hidroelektrik tüketiminin yük kapasitesi faktörünü artırdığını bulmuşlardır. Ayrıca bulgularda nükleer enerji tüketiminin yük kapasitesi faktörünü azalttığını tespit etmişlerdir.

Ülger vd. (2025), Türkiye’de yük kapasitesi faktörünü belirleyen etmenleri 1990-2020 dönemi için test etmişlerdir. Toda Yamamoto Nedesellik analizinin kullanıldığı çalışmada, kentleşme ve yük kapasitesi faktörü arasında çift yönlü, yenilenebilir enerji ve yük faktörü arasında çift yönlü nedensellik ilişki elde edilmiştir. Ayrıca bulgularda yük kapasitesi faktörü ve ekonomik büyüme arasında herhangi bir nedensellik ilişkisinin olmadığı da vurgulanmıştır.

3. Veri Seti, Model ve Metodoloji

Bu çalışmada, Türkiye’nin 1990-2022 dönemine ait yenilenebilir enerji tüketimi, ekonomik büyüme ve sağlık harcamalarının yük kapasitesi faktörü üzerindeki etkisi Augmented ARDL (A-ARDL) yöntemi ile test edilmiştir. Farklı ekonometrik paket programları kullanılarak değişkenlerin logaritmik formları ile çalışılmıştır. Ekonometrik uygulamada kullanılan model, Apergis vd., (2018); Pata (2021), Shang vd., (2022) çalışmaları referans alınarak oluşturulmuştur.

$$\ln LCF_t = \beta_0 + \beta_1 \ln GDP_t + \beta_2 \ln REN_t + \beta_3 \ln HE_t + \mu_t \quad (1)$$

Modelde yer alan değişkenlerden, $\ln LCF$ yük kapasitesi faktörünü, $\ln GDP$ ekonomik büyümeyi (Kişi Başına Sabit 2015 ABD \$), $\ln REN$ kişi başı yenilenebilir enerji tüketimini, $\ln HE$ kişi başı sağlık harcamalarını, μ_t ise hata terimini temsil etmektedir. Değişkenlere yönelik bilgiler Tablo 2’de gösterilmektedir.

Tablo 2: Veri Açıklamaları ve Kaynakları

Değişkenler	Açıklama	Kaynak/Dönem
InLCF	Biocapacity/ecological footprint (Kişi Başı in gha)	Global Footprint Network/1990-2022
InREN	Yenilenebilir Enerji Tüketiminin (Toplam Enerji%)	International Energy Agency/1990-2022
InGDP	Ekonomik Büyüme (Kişi Başına Sabit 2015 ABD \$)	Dünya Bankası/1990-2022
InHE	Kişi Başı Toplam Sağlık Harcamaları(ABD \$)	OECD/1990-2022

Çalışmada analiz süreci 3 aşamada yürütülmüştür. Öncelikle, modelde kullanılan değişkenlerin durağanlıklarını tespit etmek için ADF (Dickey & Fuller, 1979) ve Foirer ADF –Birim Kök (Christopoulos ve León-Ledesma, 2010) testleri uygulanmıştır. Fourier tabanlı birim kök testlerinin geleneksel birim kök testlerine göre en önemli avantajı ise, yapısal kırılmaların zamanı, sayısı ya da formu hakkında önceden bilgiye ihtiyaç duyulmamasıdır (Kızılkaya, 2021).

Seriler arasındaki uzun dönem ilişkilerini incelemek için A-ARDL metodu uygulanmıştır. Bu metod, bağımlı değişken de dâhil tüm değişkenler I(0) veya I(1) olmasına olanak tanımaktadır (McNown vd., 2018; Sam vd., 2019; Yılandı vd., 2020). Bu yaklaşım, değişkenler arasındaki uzun dönemli dinamik ilişkilerin daha güvenilir bir şekilde ortaya konmasına imkân sağlamaktadır.

4. Ampirik Bulgular

Araştırmada kullanılan yük kapasitesi faktörü, yenilenebilir enerji, ekonomik büyüme ve sağlık harcamaları değişkenleriyle güvenilir ekonometrik sonuçlara ulaşabilmek için öncelikle serilerin durağanlık özelliklerinin incelenmesi gerekmektedir. Bu amaçla, değişkenlerin birim kök içerip içermediğini belirlemek üzere literatürde yaygın olarak kullanılan Genişletilmiş Dickey-Fuller (ADF) birim kök testinden yararlanılmıştır. Analizin sağlamlığını artırmak amacıyla ayrıca, yapısal değişimleri ve doğrusal olmayan özellikleri daha etkin biçimde dikkate aldığı kabul edilen Christopoulos ve Leon-Ledesma (2010) tarafından geliştirilen Fourier ADF birim kök testi de uygulanmıştır. ADF ve Fourier ADF testlerinden elde edilen bulgular Tablo 3 ve Tablo4’te sunulmaktadır. Bulgulara göre, FADF kapsamında hesaplanan F testi istatistikleri, tüm değişkenler için %5 anlamlılık düzeyinde istatistiksel olarak anlamlı olarak elde edilmiştir. Bu sonuç, serilerde doğrusal olmayan yapıları temsil eden trigonometrik terimlerin modele dahil edilmesinin uygun olduğunu göstermektedir. FADF

birim kök testi sonuçlarına göre bütün değişkenlerin düzeyde birim köklü olduğu belirlenmiştir. Geleneksel ADF testinden elde edilen bulgular da bu sonuçları desteklemekte ve ilgili değişkenlerin birinci farklarında durağan oldukları tespit edilmiştir. Genel olarak değerlendirildiğinde, her iki birim kök testinden elde edilen sonuçlar serilerin bütünleşme derecelerine ilişkin tutarlı bulgular sunmakta ve Fourier terimlerinin model açısından istatistiksel olarak anlamlı olduğunu ortaya koymaktadır.

Tablo 3: Christopoulos ve León-Ledesma (2010) Fourier ADF Sabit Terimli Birim Kök Test Sonuçları

Değişkenler	MiN.SRR	k	FADF test İstatistiği	F istatistiği
lnLCF	0.537	1	-1.728	20.687
lnGDP	1.334	1	-0.663	22.373
lnREN	0.692	1	-1.736	31.408
lnHE	7.809	1	-0.260	18.522

Not: Araştırmanın T=32 gözlem sayısı dikkate alınarak %5 anlamlılık düzeyinde 1, 2, 3, 4 ve 5 frekans sayısı için kritik değerler sırasıyla -3.85, -3.28, -3.06, -2.93 ve -2.90 şeklindedir. Trigonometrik terimlerin anlamlılığını test etmek için kullanılacak kritik değer ise %5 anlamlılık düzeyinde 4.929 şeklindedir.

Tablo 4. ADF Birim Kök Testi Sonuçları

ADF	Seviye		1.Fark	
Değişkenler	t-ist.	%5 kritik değer	t-ist.	%5 kritik değer
lnLCF	-1.133	-2.957	-7.775	-2.957
lnGDP	-0.662	-2.957	-5.688	-2.957
lnREN	-1.595	-2.957	-6.679	-2.957
lnHE	-1.288	-2.957	-4.545	-2.957

*Not: *, %5 anlamlılık düzeyini göstermektedir.*

Serilerin durağanlık özellikleri belirlendikten sonra, değişkenler arasında uzun dönemli bir ilişkinin varlığını test etmek amacıyla A-ARDL yöntemi uygulanmıştır. A-ARDL yöntemi, geleneksel ARDLye göre daha güncel bir teknik olduğundan ekonometrik çalışmalarda son yıllarda yaygın olarak kullanılmaktadır. A-ARDL modeline ilişkin tahmin sonuçları Tablo 5’te sunulmaktadır.

Tablo 5. A-ARDL Sınır Testi Sonuçları

Testler	Hesaplanan Değer	Alt Sınır	Üst Sınır
F_{Overall}	4.76	3.23	4.35
t_{dv}	-4.22	-2.86	-3.78
F_{IDV}	6.14	2.93	5.05

A-ARDL bulguları, farklı gecikme uzunlukları ve frekanslar için çeşitli test istatistiklerini ve kritik değerleri göstermektedir. Tablo 5’te F_{overall} test istatistiği 4.76 olup, %5 anlamlılık düzeyinde kritik değerlerin üzerinde olduğu için anlamlıdır. t_{DV} test istatistiği -4.22 olup, yine %5 anlamlılık düzeyinde kritik değerlerin üzerindedir ve anlamlıdır. F_{IDV} test istatistiği ise 6.14 olup, %5 anlamlılık düzeyinde kritik değerlerin üzerindedir ve anlamlıdır. Bu bulgular, modelin genel olarak güçlü ve anlamlı olduğunu göstermektedir. Tüm bulgular birlikte değerlendirildiğinde, seriler arasında anlamlı bir eş bütünleşme ilişkisinin varlığına dair kanıtlar elde edilmiştir.

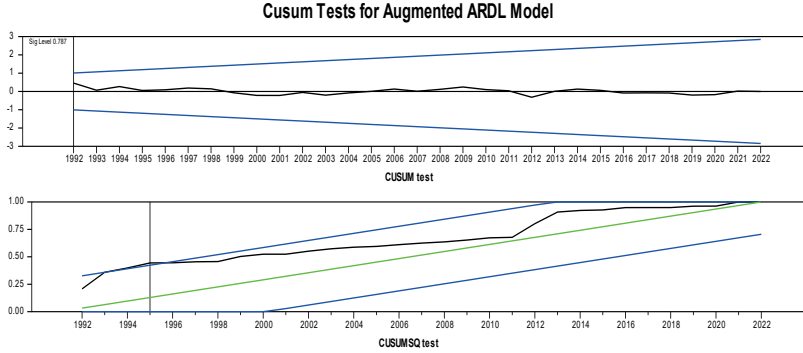
Tablo 6’da sunulan tanısal testler, modelin geçerliliğini ve güvenilirliğini değerlendirmek amacıyla kullanılmıştır.

Tablo 6. Tanısal Testler

Tanısal Testler	t-ist.	Olasılık Değeri
JB	0.463	0.793
BG-LM	2.133	0.145
BPG	0.266	0.970
RR	1.534	0.140
Cusum: İstikrarlı		CusumSq: İstikrarlı

Not: AIC bilgi kriterine göre gecikme uzunluğu belirlenmiştir.

Şekil1’de Cusum e Cusumq testleri gösterilmektedir. Test bulguları %5 anlamlılık seviyesinde modeli durağanlığını test eden sınırları geçmediğini, katsayıların ele alınan dönemde istikrarlı olduğunu kanıtlamaktadır.



Şekil 1: Cusum ve Cusumq Test Sonuçları

Tablo 7. A-ARDL Uzun Dönem Katsayı Sonuçları

Model: $\ln LCF = f(\ln REN, \ln GDP, \ln HE)$			
Değişkenler	Katsayı	Standart Hata	Olasılık Değeri
$\ln REN$	0.353	0.102	0.002***
$\ln GDP$	-0.241	0.076	0.000***
$\ln HE$	0.094	0.040	0.003**
C	0.306	0.605	0.011**

Not: ***, ** %1 ve %5 anlamlılık düzeyini gösterir.

Tablo 7’de yer alan uzun dönem katsayı bulgularında, $\ln REN$, $\ln GDP$, $\ln HE$ ’nin ve $\ln LCF$ üzerindeki etkisi istatistiksel olarak anlamlı bulunmuştur. $\ln REN$ ’de meydana gelen %1’lik bir artış $\ln LCF$ ’yi %0.35 oranında artırırken, $\ln HE$ ’de meydana gelen %1’lik bir artış ise $\ln LCF$ ’yi %0.09 oranında artırmaktadır. $\ln GDP$ ’de meydana gelen %1’lik bir artış ise $\ln LCF$ ’yi %0.24 oranında azaltmaktadır.

Sonuç ve Değerlendirme

Bu çalışmada Türkiye’de yenilenebilir enerji, sağlık harcamaları, ekonomik büyüme ve yük kapasitesi faktörü arasındaki ilişki 1990-2022 dönemi kapsamında incelenmiştir. A-ARDL tekniğinin kullanıldığı çalışmada değişkenler arasında uzun dönemli bir ilişkinin olduğu elde edilmiştir. A-ARDL katsayı tahmin bulgularında ise, yenilenebilir enerji tüketimi, ekonomik büyüme ve sağlık harcamalarının yük kapasitesi faktörü üzerindeki etkisinin istatistiksel olarak anlamlı olduğu bulunmuştur. Yenilebilir enerji tüketimi ve sağlık harcamalarının

yük kapasitesi faktörü üzerindeki etkisi pozitif, ekonomik büyümenin yük kapasitesi faktörü üzerindeki etkisi ise negatif olarak elde edilmiştir. Bu bulgular literatürde yer alan çalışmalarla (Alola, 2018;Gündüz, 2020; Pata 2021) paralellik göstermektedir.

Elde edilen bu bulgular doğrultusunda şu öneriler geliştirilebilir; yenilenebilir enerji yatırımlarının artırılmasına yönelik teşvik mekanizmaları güçlendirilmeli ve enerji üretiminde fosil yakıtların payının azaltılmasına yönelik uzun vadeli stratejiler uygulanabilir. Sağlık harcamalarının yük kapasitesi faktörü üzerindeki olumlu etkisi dikkate alındığında, sağlık politikalarının yalnızca tedavi edici hizmetlere değil, çevresel risklerin önlenmesine yönelik koruyucu sağlık uygulamalarına da odaklanması gerekmektedir. Hava kirliliği, iklim değişikliği ve çevresel bozulmanın neden olduğu sağlık sorunlarının azaltılması amacıyla çevre ve sağlık politikalarının bütünleşik bir yaklaşımla yürütülmesi önem taşımaktadır. Ekonomik büyümenin çevresel kalite üzerindeki olumsuz etkisinin azaltılabilmesi için ise büyüme stratejilerinin kaynak verimliliği, temiz üretim teknolojileri ve yeşil dönüşüm ilkeleri doğrultusunda yeniden şekillendirilmesi gerekmektedir. Bu kapsamda, karbon yoğun sektörlerde temiz teknolojilerin kullanımının teşvik edilmesi, enerji verimliliği yatırımlarının artırılması önerilebilir.

Sürdürülebilir büyüme ve kalkınma amaçlarına ulaşabilmek için, çevre, enerji, sağlık ve ekonomik büyüme gibi sektör politikalarının ayrı bir şekilde değil, bütüncül bir şekilde ele alınması gerekmektedir. Çünkü bu sayede hem ekonomik refah artabilir, sürdürülebilir bir kalkınma sağlanabilir hem de gelecek kuşaklar için daha yaşanabilir bir çevre mümkün olabilir.

Son olarak gelecek araştırmalar, çevresel kalite, yenilenebilir enerji, sağlık harcamaları, ekonomik büyüme arasındaki etkileşim, farklı gelir grupları, bölgesel düzeyler ve sektörler açısından daha ayrıntılı olarak incelenebilir ve politika önerileri geliştirilebilir.

Kaynakça

- Abdullah, H., Azam, M. & Zakariya, S. K. (2016). The Impact of Environmental Quality on Public Health Expenditure in Malaysia, *Asia Pacific Journal Of Advanced Business and Social Studies*, 2(2), 365-379.
- Ahmed, Z., Wang, Z., & Ali, S. (2019). Investigating The Non-Linear Relationship between Urbanization and CO2 Emissions: An Empirical Analysis. *Air Qual Atmos Heal* 12, 945–953. <https://doi.org/10.1007/S11869-019-00711-X>
- Akbar, M., Hussain, A., Akbar, A., & Ullah, I. (2021). The Dynamic Association between Healthcare Spending, CO2 Emissions, and Human Development Index in OECD Countries: Evidence From Panel VAR Model. *Environment Development and Sustainability*, 23, 10470–10489.
- Alola, A.A. (2018). Carbon Emissions and The Trilemma of Trade Policy, Migration Policy And Health Care in The US. *Carbon Manag.* 10(2), 209–218.
- Apergis, N., Jebli, M.B. & Youssef, S.B. (2018). Does Renewable Energy Consumption and Health Expenditures Decrease Carbon Dioxide Emissions? Evidence For Sub-Saharan Africa Countries. *Renew. Energy* 127, 1011–1016 (2018). <https://doi.org/10.1016/j.renene.2018.05.043>
- Barro, R. (1996). Health and Economic Growth. World Health Organization, 1-47.
- Chaabouni, S., Zghidi, N. & Ben Mbarek, M. (2016). On The Causal Dynamics between CO2 Emissions, Health Expenditures And Economic Growth. *Sustainable Cities And Society*, 22, 184-191. <https://www.sciencedirect.com/science/article/abs/pii/S2210670716300142>
- Eryer, A. (2024). Sera Gazı Salınımı ve Doğuşta Yaşam Beklentisi İlişkisi: Türkiye İçin ARDL Analizi. *Akdeniz Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü Dergisi (AKSOS)*, 16, 1- 14.
- Dritsaki, M., & Dritsaki, C. (2024). The Relationship Between Health Expenditure, CO2 Emissions, And Economic Growth İn G7: Evidence From Heterogeneous Panel Data. *Journal Of The Knowledge Economy*, 15(1), 4886-4911.
- Dai, J., Ahmed, Z., Alvarado, R., & Ahmad, M. (2023). Assessing The Nexus between Human Capital, Green Energy, and Load Capacity Factor: Policymaking For Achieving Sustainable Development Goals. *Gondwana Research*. <https://doi.org/10.1016/j.gr.2023.04.009>
- Dağ, M., & Kızılkaya, F. (2021). Türkiye İçin Sağlık Harcamaları, Co2 Emisyonları Ve Ekonomik Büyüme İlişkisinin İncelenmesi. *Yönetim ve Ekonomi Araştırmaları Dergisi*, 19(3), 211-229.
- Dickey, D. A., & Fuller, W. A. (1979). Distribution of The Estimators for Autoregressive Time Series With A Unit Root. *Journal of The American Statistical Association*, 74(366a), 427-431.

- Dogan, A., & Pata, U. K. (2022). The Role of ICT, R&D Spending and Renewable Energy Consumption On Environmental Quality: Testing The LCC Hypothesis For G7 Countries. *Journal Of Cleaner Production*, 380, 135038. <https://doi.org/10.1016/j.jclepro.2022.135038>
- Duman, E. (2023). Seçilmiş Ekonomik Değişkenlerin Ekolojik Ayak İzine Etkisinin Analizi: BRICS-T Ülkeleri Örneği. *Sosyoekonomi*, 31(58), 277-288.
- Christopoulos, Dimitris K. & Miguel A. León-Ledesma (2010). Testing For Granger (Non-) Causality in A Time-Varying Coefficient VAR Model, *Journal Of Forecasting* 29(4), 436-453.
- Fareed, Z., Salem, S., Adebayo, T. S., Pata, U. K., & Shahzad, F. (2021). Role of Export Diversification and Renewable Energy on The Load Capacity Factor in Indonesia: A Fourier Quantile Causality Approach. *Frontiers in Environmental Science*, 9, 770152.
- Global Footprint Network. (2025). Ecological Footprint And Biocapacity, From <https://www.footprintnetwork.org/our-work/ecological-footprint/>
- Grossman, G. M., & Krueger, A. B. (1991). Environmental Impacts of A North American Free Trade Agreement. *National Bureau Of Economic Research Working Paper No. 3914*. <https://doi.org/10.3386/W3914>
- Gunduz, M.: Healthcare Expenditure And Carbon Footprint in The USA: Evidence From Hidden Cointegration Approach. *Eur J. Health Econ.* 21, 801–811 (2020). <https://doi.org/10.1007/S10198-020-01174-Z>
- Güneysu, Y. (2023). Türkiye’de Finansal Gelişme, Küreselleşme ve Sanayileşmenin Yük Kapasite Faktörü Üzerindeki Etkisi. *Gümüşhane Üniversitesi Sosyal Bilimler Dergisi*, 14(3), 934-946.
- Khan, M. K., Khan, M. I., & Rehan, M. (2020). The relationship between energy consumption, economic growth and carbon dioxide emissions in Pakistan. *Financial Innovation*, 6(1), 1. <https://doi.org/10.1186/s40854-019-0162-0>
- Kızılkaya, F. (2021). Türkiye’de Ekonomik Büyüme ve Kamu Harcamaları İlişkisinin Wagner Yasası Çerçevesinde İncelenmesi: Fourier Yaklaşımı. *Dumlupınar Üniversitesi Sosyal Bilimler Dergisi*, 69, 52-63. <https://doi.org/10.51290/dpusbe.843045>
- Liu, X., Olanrewaju, V. O., Agyekum, E. B., El-Naggar, M. F., Alrashed, M. M., & Kamel, S. (2022). Determinants Of Load Capacity Factor In An Emerging Economy: The Role Of Green Energy Consumption and Technological Innovation. *Frontiers In Environmental Science*, 10, 1028161
- Jerrett, M., Eyles, J., Dufournaud, C. & Birch, S. (2003). Environmental Influences on Healthcare Expenditures: An Exploratory Analysis From Ontario, Canada. *Journal Of Epidemiology and Community Health*, 57(5), 334-338. <https://www.ncbi.nlm.nih.gov/pmc/articles/pmc1732448/pdf/v057p00334.pdf>

- Lu, Z.N., Chen, H., Hao, Y., Wang, J., Song, X., Mok, T.M., (2017). The Dynamic Relationship between Environmental Pollution, Economic Development and Public Health: Evidence from China. *Journal of Cleaner Production*, 166, 134-147.
- McKown, R., Sam, C. Y., & Goh, S. K. (2018). Bootstrapping The Autoregressive Distributed Lag Test For Cointegration, *Applied Economics*, 50(13), 1509–1521.
- Narayan, P. K. & Narayan, S. (2008). Does Environmental Quality Influence Health Expenditures? Empirical Evidence From A Panel of Selected OECD Countries. *Ecological Economics*, 65(2), 367-374. <https://www.sciencedirect.com/science/article/abs/pii/S0921800907003941>
- Panwar, N. L., Kaushik, S. C., & Kothari, S. (2011). Role of Renewable Energy Sources in Environmental Protection: A Review. *Renewable and Sustainable Energy Reviews*, 15(3), 1513– 1524. <https://doi.org/10.1016/j.rser.2010.11.037>
- Pata, U. K. (2021). Do Renewable Energy And Health Expenditures Improve Load Capacity Factor in The Usa And Japan? A New Approach to Environmental Issues. *The European Journal Of Health Economics*, 22(9), 1427-1439.
- Pesaran, H. M., Shin, Y. & Smith, R. J. (2001). Bounds Testing Approaches to The Analysis of Level Relationships, *Journal Of Applied Econometrics*. 16(3), 289 – 326.
- Sam, C. Y., McKown, R. & Goh, S. K. (2019). An Augmented Autoregressive Distributed Lag Bounds Test For Cointegration, *Economic Modelling*, 80, 130–141.
- Saida, Z. & Kais, S. (2018). Environmental Pollution, Health Expenditure and Economic Growth And in The Sub-Saharan Africa Countries: Panel ARDL Approach. *Sustainable Cities And Society*, 41, 833-840.
- Siche, R., Pereira, L., Agostinho, F., & Ortega, E. (2010). Convergence of Ecological Footprint And Emergy Analysis As A Sustainability Indicator Of Countries: Peru As Case Study. *Communications in Nonlinear Science And Numerical Simulation*, 15(10), 3182-3192. <https://doi.org/10.1016/j.cnsns.2009.10.027>
- Shang, Y., Razzaq, A., Chupradit, S., An, N. B., & Abdul-Samad, Z. (2022). The Role Of Renewable Energy Consumption And Health Expenditures in Improving Load Capacity Factor in ASEAN Countries: Exploring New Paradigm Using Advance Panel Models. *Renewable Energy*, 191, 715-722. <https://Doi.Org/10.1016/J.Renene.2022.04.013>
- Uçar, M., Ülger, M., & Atamer, M. A. (2025). Effects of Economic Growth and Energy Consumptions On Environmental Degradation within The Framework Of LCC Hypothesis in BRICS Countries. *Scientific Annals Of Economics and Business*, 72(1), 1-19. <https://doi.org/10.47743/saeb-2025-0002>

- Ülger, M., Atamer, M.A., & Uçar, M. (2025). Türkiye’de Ekonomik Büyüme, Kentleşme, Yenilenebilir Enerji Tüketimi İle Yük Kapasitesi Faktörü İlişkisi, *Kent Akademisi Dergisi*, 18(4):2142-2158. <https://doi.org/10.35674/kent.1536880>
- Wang, Z., Asghar, M. M., Zaidi, S. A. H. & Wang, B. (2019). Dynamic Linkages among CO2 Emissions, Health Expenditures, and Economic Growth: Empirical Evidence From Pakistan. *Environmental Science And Pollution* 26(15).
- Yahaya, A., Nor, N. M., Habibullah, M. S., Ghani J. A., & Noor, Z. M. (2016). How Relevant is Environmental Quality to Per Capita Health Expenditures? Empirical Evidence from Panel of Developing Countries. *Springer Plus*, 5(925), 1-14.
- Yazdi, S. K., Tahmasebi, Z. & Mastorakis, N. (2014). Public Healthcare Expenditure and Environmental Quality in Iran. *Recent Advances in Applied Economics*, No. 233.
- Yilanci, V., Bozoklu, S., & Gorus, M. S. (2020). Are BRICS countries pollution havens? Evidence from a bootstrap ARDL bounds testing approach with a Fourier function. *Sustainable Cities and Society*, 55, 102023.
- Zhao, W. X., & Samour, A., & Yi, K., & Al-Faryan, M. A. S. (2023). Do Technological Innovation, Natural Resources and Stock Market Development Promote Environmental Sustainability? Novel Evidence Based on The Load Capacity Factor. *Resources Policy*, 82, 103397.

Makro İktisadi Politikalarda Güncel Konular

Editör:

Prof. Dr. Ahmet Yılmaz ATA