

MAKRO İKTİSAT

ALANINDA ARAŞTIRMALAR
VE DEĞERLENDİRMELER

EKİM 2026

EDİTÖR

Doç. Dr. Emine Türkan AYVAZ GÜVEN

İmtiyaz Sahibi / Yaşar Hız
Yayına Hazırlayan / Gece Kitaplığı

Birinci Basım / Ekim 2026 - Ankara
ISBN / 978-625-321-332-9

© copyright

Bu kitabın tüm yayın hakları Gece Kitaplığı'na aittir.

Kaynak gösterilmeden alıntı yapılamaz, izin almadan hiçbir yolla çoğaltılamaz.

Gece Kitaplığı

Kızılay Mah. Fevzi Çakmak 1. Sokak

Ümit Apt No: 22/A Çankaya/ANKARA

0312 384 80 40

www.gecekitapligi.com / gecekitapligi@gmail.com

Baskı & Cilt

Bizim Büro

Sertifika No: 42488

**MAKRO İKTİSAT
ALANINDA ARAŞTIRMALAR VE
DEĞERLENDİRMELER**

EKİM 2026

EDİTÖR

Doç. Dr. Emine Türkan AYVAZ GÜVEN

gece
kitaplığı

İÇİNDEKİLER

BÖLÜM 1

TÜRKİYE EKONOMİSİNDE ÖDEMELER DENGESİ KISITLI BÜYÜME: THIRLWALL YASASI'NIN YAPISAL KIRILMALAR ALTINDA YENİDEN DEĞERLENDİRİLMESİ

Yusuf ÜNSAL 7

BÖLÜM 2

TÜRKİYE'DE GENÇ İŞSİZLİK SORUNUNUN BÜYÜME ÜZERİNDEKİ ETKİSİ: 2005Q1-2025Q1 YILLARI İÇİN BİR ANALİZ

Ceren PEHLİVAN 29

BÖLÜM 3

YENİLENEBİLİR ENERJİ TÜKETİMİ İLE ÇEVRESEL KİRLİLİK ARASINDAKİ İLİŞKİNİN ASİMETRİK ANALİZİ: ÇİN ÖRNEĞİ

Servet KAPÇAK , Muhamed Sabri DOĞAN 48

BÖLÜM 1

TÜRKİYE EKONOMİSİNDE ÖDEMELER DENGESİ KISITLI BÜYÜME: THİRLWALL YASASI'NIN YAPISAL KIRILMALAR ALTINDA YENİDEN DEĞERLENDİRİLMESİ

Yusuf ÜNSAL¹

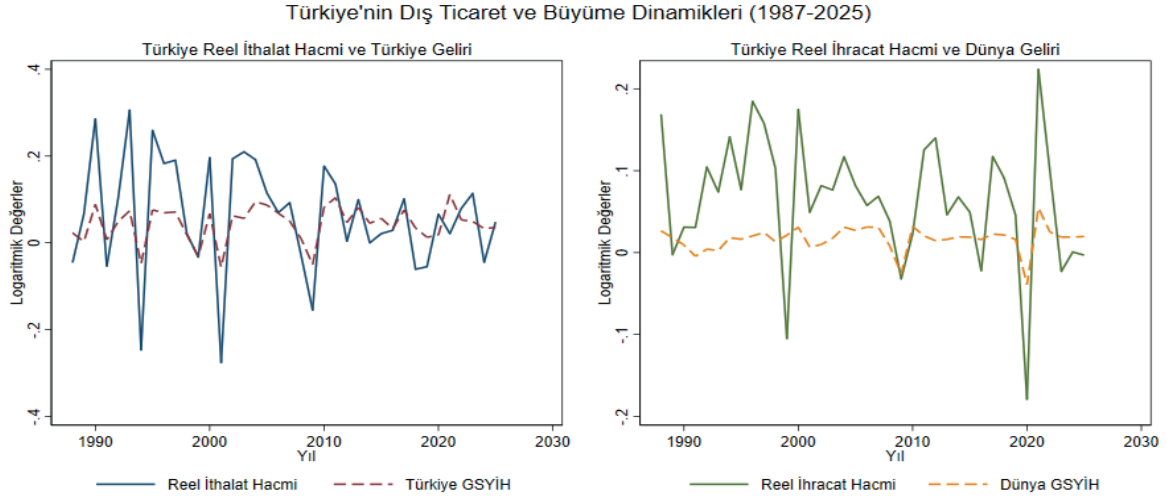
¹ Dr. Öğr. Üyesi, Anadolu Üniversitesi, İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi, İktisat Bölümü, Orcid: 0000-0002-7856-5402

1. Giriş

Ekonomik büyümenin dinamiklerini ve ülkeler arasındaki eşitsiz gelişim kalıplarını açıklamak, makro iktisat literatürünün temel odak noktalarından biridir. Geleneksel olarak neoklasik büyüme modelleri, uzun vadeli büyümenin temel itici güçleri olarak sermaye birikimini ve dışsal teknolojik ilerlemeyi ifade ederken, Krugman'ın (1989) modeli gibi ticarete dayalı yaklaşımlar, büyümenin arz yönlü faktörler tarafından yönlendirildiğini ve ticaret esnekliklerinin göreceli büyüme performansına göre içsel olarak ayarlandığını öne sürmektedir. Ancak bu yaklaşımlar, özellikle gelişmekte olan ülkelerin karşılaştığı dış kısıtları açıklamakta yetersiz kalabilmektedir. Bu eksikliği gidermek adına Thirlwall (1979) tarafından öne sürülen ödemeler dengesi kısıtları yaklaşımı, ülkeler arasındaki eşitsiz gelişime yönelik dikkate değer bir alternatif açıklama sunmaktadır (Trigg, 2020).

Thirlwall (1979), açık bir ekonominin sürdürülebilir büyüme yörüngesinin büyük ölçüde ödemeler dengesi tarafından kısıtlandığını belirtir. Literatürde yaygın olarak "basit kural" şeklinde anılan temel formülasyona göre, ödemeler dengesi kısıtlı büyüme (BPCG) oranı, ihracat büyüme hızının ithalatın gelir esnekliğine oranıyla belirlenmektedir. Bu durum, ihracatın ithalatı finanse etmek ve dış dengeyi korumak için gereken döviz sağlamada oynadığı merkezi rol üzerinden, yurtiçi büyüme kapasitesi üzerinde yapısal bir sınır oluşturmaktadır (Martin-Mayoral vd., 2026). Dolayısıyla BPCG modeli, uzun vadeli ekonomik büyümeyi teşvik etmede yapısal dönüşümün rolünü anlamak için kritik bir çerçeve görevi görmektedir (Asiama, 2025).

Özellikle gelişmekte olan ülkeler açısından değerlendirildiğinde, ihracatın düşük gelir esneklikleri ile ithalatın yüksek gelir esnekliklerinin birleşmesi, Thirlwall Yasası'nın da ifade ettiği üzere, ekonomik büyümeyi ciddi şekilde sekteye uğratabilmektedir. Bu model altındaki temel politika reçetesi; dış kısıtların aşılarda büyümenin sürdürülebilir kılınması için ithalata karşı ihracatı teşvik edecek nitelikte bir yapısal değişimin gerçekleştirilmesidir (Trigg, 2020). Bu doğrultuda söz konusu çerçeve, salt niceliksel bir büyümeden ziyade, ihracat performansını güçlendirmeyi ve uluslararası rekabet gücünü artırmayı amaçlayan politikaların önemini vurgulamaktadır (Martin-Mayoral vd., 2026). Söz konusu teorik altyapı ve yapısal kısıtlar göz önüne alındığında, gelişmekte olan ve dışa açık bir ekonomi olan Türkiye'de BPCG dinamiklerinin Thirlwall Yasası çerçevesinde sınanması, ülkenin uzun vadeli büyüme yörüngesini analiz etmek açısından büyük önem taşımaktadır.



Şekil 1. Türkiye Ekonomisinde Dış Ticaret Akımları ve Büyüme Dinamiklerinin İlişkisi

Türkiye ekonomisi, özellikle 1980'ler sonrasındaki dışa açılma süreciyle birlikte, ithalata bağımlı bir sanayi üretim yapısı geliştirmiştir. Şekil 1'de sunulan 1987-2025 dönemine ait dış ticaret ve büyüme dinamikleri incelendiğinde, Türkiye'nin yurtiçi geliri ile reel ithalat hacmi arasındaki güçlü ve eşanlı hareketlilik açıkça görülmektedir. Özellikle 1994, 2001, 2008 ve 2020 gibi kriz yıllarında yurtiçi gelirdeki daralmaların ithalatla çok daha sert çöküşlere yol açtığı, büyüme ivmesinin yakalandığı dönemlerde ise ithalatın hızla sıçradığı izlenmektedir. Bu durum, Türkiye'nin büyüme süreçlerinin ödemeler dengesi kısıtı tarafından sınırlandırıldığını ve ekonominin durdur-kalk büyüme döngülerine sahip olduğunu ortaya koymaktadır. Diğer taraftan, yine Şekil 1'de gösterilen ihracat hacminin dünya geliriyle olan ilişkisi, dış talebin ve küresel şokların Türkiye'nin uluslararası rekabet gücü ve döviz kazanma kapasitesi üzerindeki belirleyici etkisini yansıtmaktadır.

Literatürde gelişmekte olan ülkeler ve spesifik olarak Türkiye için Thirlwall Yasası'nın geçerliliğini test eden çalışmalar (Kula, 2006; Acaravcı ve Öztürk, 2009; Yamak ve Abdioğlu, 2010; Arıcıoğlu vd., 2013; Barışık ve Şimşek, 2015; Elmas, 2016) bulunmakla birlikte, bu analizlerin kapsamı ve metodolojik yaklaşımları açısından belirli kısıtları bulunmaktadır. Mevcut çalışmaların büyük bir kısmı daha eski dönemleri kapsamakta ve özellikle son yıllarda yaşanan küresel tedarik zinciri krizleri ile yerel makroekonomik dalgalanmaları bütüncül bir şekilde ele almakta yetersiz kalmaktadır. Daha da önemlisi, makroekonomik serilerde gözlemlenen bu sert dalgalanmalar ve kriz dönemlerinin yarattığı yapısal kırılmalar, geleneksel zaman serisi ve eşbütünleşme yöntemlerinin analiz gücünü zayıflatabilmektedir. Bu kapsamda çalışma, literatüre katkı sağlamayı hedefleyerek, makroekonomik serilerdeki bilinmeyen ve çoklu yapısal kırılmaları yumuşak geçişlerle modelleyebilen Fourier tabanlı ekonometrik yöntemleri kullanarak Thirlwall Yasası'nı Türkiye için 1987-2025 dönemi kapsamında yeniden

sınamaktadır. Geleneksel modellerin aksine, Fourier fonksiyonlarının analize dahil edilmesiyle, dış ticaret ve büyüme serilerindeki doğrusal olmayan dinamikler ve asimetrik şoklar daha hassas bir şekilde yakalanabilmektedir. Böylece, BPCG modelinin Türkiye ekonomisindeki güncel geçerliliği ileri ekonometrik tekniklerle ortaya konulmakta ve ampirik literatüre güçlü bir metodolojik katkı sağlanması amaçlanmaktadır.

2. Thirlwall Yasası

İktisat literatüründe büyüme olgusu geleneksel olarak neoklasik ekolün arz yönlü dinamikleriyle açıklanırken, Post-Keynesyen yaklaşım bu süreci talep yönlü bir perspektifle ele almaktadır. Thirlwall, ticaret ve büyüme ilişkisini tarihsel bir bağlamda inceleyerek, neoklasik iktisadın salt arz yönlü büyüme anlayışına güçlü bir eleştiri getirmiştir. Ödemeler dengesinin ekonomik büyüme üzerindeki kısıtlayıcı etkisi 1930'lu yıllardan itibaren Harrod, Prebisch ve Chenery gibi iktisatçılar tarafından çeşitli yönleriyle tartışılmış olsa da bu yaklaşımın sistematik ve makroekonomik bir modele dönüşmesi Thirlwall'ın çalışmalarıyla gerçekleşmiştir (Kula, 2006).

Thirlwall'ın kurduğu bu modelin düşünsel temelleri, büyük ölçüde Dixon ve Thirlwall (1975) tarafından incelenen Kaldor modeline dayanmaktadır. Literatürde Kaldor döngüsü olarak bilinen bu mekanizmada, bir ekonominin büyüme oranı temel olarak o ülkenin ihracat performansına bağlıdır. İhracat seviyesi, dış dünyanın geliri ve ülkenin uluslararası rekabet gücü tarafından belirlenirken; rekabet gücü verimlilik düzeyine, verimlilik düzeyi ise Verdoorn Yasası gereğince yeniden ekonomik büyüme oranına bağlıdır. Thirlwall, Kaldor'un dış talebe dayalı bu döngüsel analizini bir adım ileriye taşıyarak büyüme sürecini doğrudan ödemeler dengesi kısıtı altında incelemeye başlamış, modele ithalat fonksiyonu ile gelir ve fiyat esnekliklerini de entegre etmiştir (Kula, 2006).

Bu teorik evrimin sonucunda ortaya çıkan ve literatürde BPCG modeli veya yaygın adıyla Thirlwall Yasası olarak bilinen yaklaşımın temel formülasyonu, Thirlwall'ın (1979) çalışmasına dayanmaktadır (Asiama, 2025). Modelin orijinal ve en yalın hali Denklem 1'deki gibi ifade edilmektedir.

$$y_s = \frac{\varepsilon z_t}{\pi} \quad (1)$$

Denklem 1'de yer alan formülasyondan bu yana, BPCG modelini geliştirmeye yönelik literatürde pek çok teorik adım atılmıştır. Bu katkılar arasında en dikkat çekici olanı, ekonomideki farklı sektörlerin ihracat ve ithalat taleplerine ait gelir esnekliklerini analize dahil eden çok sektörlü yaklaşımdır (Asiama, 2025). Modelin bu çok sektörlü versiyonu, ekonomide

yapısal bir dönüşüm gerçekleştirmeyi ve uzun vadeli büyüme potansiyelini artırmayı hedefleyen politika yapıcılar için çok daha kapsamlı ve yol gösterici bir çerçeve sunmaktadır. Sektörlerin ekonomideki büyüklüklerine göre ağırlıklandırılmış ihracat ve ithalat payları ile sektörel düzeydeki gelir esnekliklerinin temel modele entegre edilmesiyle, çok sektörlü BPCG modeli Denklem 2'deki formunu almaktadır (Asiama, 2025).

$$y_{ms} = \frac{\sum_{i=1}^n \delta_{it}^x \varepsilon_i z_t}{\sum_{i=1}^n \delta_{it}^m \pi_i} \quad (2)$$

Denklem 2’de yer alan parametrelerden; δ_{it}^x , i sektörünün toplam ihracat içindeki payını; ε_i , ilgili i sektörünün ihracat talebi gelir esnekliğini; z_t , dünya gelirindeki büyüme oranını; δ_{it}^m , i sektörünün toplam ithalat içindeki payını; π_i sektörünün ithalat talebi gelir esnekliğini ve t ise zaman endeksini ifade etmektedir (Lee, 2021; Asiama, 2025). Sonuç olarak BPCG modeli; bir ülkenin uzun vadeli büyüme yörüngesinin, küresel büyüme dinamikleri ve söz konusu ülkenin ürettiği malların gelir esneklikleri tarafından nasıl şekillendiğini ortaya koyan güçlü bir analitik araçtır (Asiama, 2025).

3. Ampirik Literatür

Uluslararası literatürde, Thirlwall Yasası’nın özellikle gelişmekte olan ülkelerin büyüme dinamiklerini açıklamadaki gücünü sınavan çalışmalar bulunmaktadır. Holland vd. (2004), Latin Amerika üzerine yaptıkları çalışmada sürdürülebilir büyümenin yüksek ihracat büyümesi ve düşük ithalat gelir esnekliğine bağlı olduğunu belirterek üretken uzmanlaşmanın önemine dikkat çekerken; Lopez ve Thirlwall (2006) 17 Latin Amerika ülkesi (1977-2002) için denge büyüme oranının fiili büyümeyi iyi tahmin ettiğini, ancak ticari serbestleşmenin sürdürülebilir büyümeyi artırmadığını saptamıştır. Modelin dış borç, faiz ödemeleri ve sermaye akışlarıyla genişletildiği çalışmalar da mevcuttur. Moreno-Brid (2003), Meksika ekonomisi (1967-1999) için dış borç faiz ödemelerini kapsayan genişletilmiş modeli test ederek ödemeler dengesinin bağlayıcı bir kısıt olduğunu ve yasanın geçerliliğini doğrulamıştır. Benzer şekilde, Britto ve McCombie (2009) Brezilya için sermaye akışlarını içeren genişletilmiş modelin geçerli olduğunu ortaya koymuştur. Ziesemer (2024) ise Brezilya örneğinde modeli dış borç dinamikleri ve Okun yasası ile birleştirerek, belirli esneklik koşulları altında Thirlwall etkisinin geçerli olduğunu ampirik olarak göstermiştir. Sermaye birikimini merkeze alan Vázquez Muñoz (2024), Çin ve Meksika için genişletilmiş yasanın uzun dönem büyümeyi başarıyla açıkladığını bulmuştur. Buna karşın, Perrotini Hernández vd. (2019) Meksika’daki büyüme

yavaşlamasında Thirlwall mekanizmasının sınırlı kaldığını, asıl sorunun sermaye birikimi ve iç talep daralması olduğunu belirterek yasanın saf halinin yetersiz kaldığı sonucuna varmıştır.

Ekonomilerin sektörel yapılarını ve teknolojik gelişmelerini dikkate alan çok sektörlü Thirlwall Yasası çalışmaları da literatürde yer almaktadır. Gouvea ve Lima (2010), Latin Amerika ve Asya ülkelerinde orijinal yasanın Güney Kore hariç geçerli olduğunu, çok sektörlü modelin ise tüm örnekleme çalıştığını ortaya koymuştur. Benzer bir sonuç, Soukiazis vd. (2017) tarafından Orta ve Doğu Avrupa geçiş ekonomileri için elde edilmiş; orijinal yasa bu ülkelerin büyüme performansını açıklamada yetersiz kalırken, çok sektörlü versiyonun geçerli olduğu görülmüştür. Vietnam örneğinde Lee (2021) ve Nijerya örneğinde Panshak vd. (2021), yapısal değişimlerin ve yüksek teknolojiye üretime geçişin ekonomik büyümedeki kritik rolünü vurgulayarak çok sektörlü modelin geçerliliğini doğrulamışlardır. Panshak vd. (2019) ayrıca Nijerya için ithal ara ve sermaye mallarını içeren sistem tahmincisi ile genişletilmiş modelin geçerli olduğunu kanıtlamıştır. Gelişmiş ülkeler bağlamında ise sonuçlar karmaşıktır; Romero ve McCombie (2016), 14 gelişmiş Avrupa ülkesinde vektör hata düzeltme modeli (VECM) ve yatay kesit veri panelleriyle yüksek/orta teknolojiye ürünlerin esnekliklerinin yüksek olduğunu ve çok sektörlü yasanın işlediğini bulurken; Dilber ve Erataş Sönmez (2016) ortak ilişkili etkiler modeli ile yaptıkları analizde gelişmiş ülkeler için yasanın geçerli olmadığını saptamıştır. Son dönem çalışmalarından Amado (2023) modeli hizmetler sektörüne genişleterek hizmet ağırlıklı ekonomiler için doğrulamış; Asiama (2025) Fas ve Tunus için hem basit hem çok sektörlü modellerin geçerli olduğunu saptamış; Martin-Mayoral vd. (2026) ise Ekvador'da yapısal rejimleri dikkate alarak yasanın zayıf formuyla geçerli olduğunu bulmuştur.

Thirlwall Yasası'nın Türkiye ekonomisi için geçerliliğini sınanan çalışmalar incelendiğinde, bir fikir birliği olmadığı ve sonuçların kullanılan döneme veya ampirik yöntemle göre farklılaştığı görülmektedir. Yasanın Türkiye için geçerli olduğunu ortaya koyan çalışmalar arasında, en küçük kareler (EKK) tahminiyle Thirlwall ve Hussain (1982) ile Paçacı Elitok ve Campbell (2008) yer almaktadır. Dış borçları kapsayan modeliyle Elliott ve Rhodd (1999) ile eşbütünleşme ve sınır testi yaklaşımlarını kullanan Halıcıoğlu (2012), Tuncer vd. (2011) ve Gökçe ve Çankal (2013) yasanın geçerliliğini destekleyen kanıtlar sunmuştur. Kalman filtre tahmin yöntemini kullanan Yamak ve Abdioğlu (2010) denge büyüme oranının gerçekleşen büyümeyi iyi tahmin ettiğini bulurken, Türkiye dış ticaretindeki teknolojik dönüşüme odaklanan Birkan (2017), çok sektörlü Thirlwall Yasası'nın ampirik olarak geçerli olduğunu göstermiştir.

Diğer taraftan, Türkiye'de ödemeler dengesi kısıtlı büyüme modelinin işlemediğini ve yasanın geçerli olmadığını savunan çalışmalar da mevcuttur. Kula (2006) EKK yöntemiyle, Acaravcı

ve Öztürk (2009) ise ARDL sınır testi yaklaşımıyla yasanın geçerliliğini reddetmiştir. Daha geniş dönemleri kapsayan çalışmalardan Arıcıoğlu vd. (2013) ARDL ve Kalman Filtresi yardımıyla, Elmas (2016) ise 1989-2013 dönemi verileriyle yasanın Türkiye için geçerli olmadığını tespit etmiştir. Ayrıca, Barışık ve Şimşek (2015), McGregor-Swales testi kullanarak yaptıkları analizde gerçekleşen ve tahmin edilen büyüme oranları arasında bazı benzerlikler bulunmasına rağmen, yasanın Türkiye ekonomisi için reddedildiği sonucuna varmışlardır.

Gerek uluslararası gerekse Türkiye özeline ait literatür incelendiğinde, ödemeler dengesi kısıtlı büyüme modelinin temel, genişletilmiş ve çok sektörlü versiyonlarının yaygın biçimde test edildiği görülmektedir. Mevcut ampirik çalışmalarda ağırlıklı olarak EKK, eşbütünleşme, otoregresif dağıtılmış gecikme (ARDL), VECM ve panel veri yaklaşımları kullanılmıştır. Bulgulardaki farklılıklar; incelenen ülkelerin gelişmişlik düzeylerine, dış ticaret kompozisyonlarındaki teknolojik yapıya ve analize dahil edilen dönemin uzunluğuna bağlanabilir. Ancak mevcut literatürdeki bu klasik zaman serisi ve eşbütünleşme yöntemleri, analiz edilen uzun dönemlerde yaşanabilecek ani veya yumuşak yapısal kırılmaları çoğunlukla göz ardı etmektedir. Bu çalışma, literatürde yoğunlukla tercih edilen klasik yöntemlerin aksine Fourier yaklaşımını kullanması yönüyle mevcut çalışmalardan farklılaşmaktadır.

4. Model, Veri ve Metodoloji

4.1. Model ve Veri

Bu çalışma, Türkiye ekonomisinde Thirlwall Yasası'nın geçerliliğini 1987-2025 dönemi verilerini kullanarak analiz etmeyi amaçlamaktadır. Her ne kadar değişkenlerin bir kısmına ilişkin veriler daha geçmiş yıllara uzanabilse de analize dahil edilen tüm değişkenler için veri kesintisizliğinin ve ortak tutarlılığın sağlandığı en uygun tarih aralığı olması nedeniyle analizde bu dönem tercih edilmiştir.

Tablo 1. Değişkenlerin Özeti

Değişken	Tanım	Açıklama	Kaynak
LNM	Reel İthalat Hacmi	Mal ve hizmet ithalatının (Sabit 2015 ABD Doları) doğal logaritması	Dünya Bankası (2026)
LNK	Reel İhracat Hacmi	Mal ve hizmet ihracatının (Sabit 2015 ABD Doları) doğal logaritması	Dünya Bankası (2026)
LNGDPT	Türkiye GSYİH	GSYİH'nin (Sabit 2015 ABD Doları) doğal logaritması	Dünya Bankası (2026)
LNGDPW	Dünya GSYİH	GSYİH'nin (Sabit 2015 ABD Doları) doğal logaritması	Dünya Bankası (2026)
E	Döviz Kuru	Resmi döviz kuru (ABD Doları başına Ulusal Para Birimi, dönem ortalaması)	Dünya Bankası (2026)

Thirlwall Yasası çerçevesinde BPCG modelinin ampirik olarak sınanabilmesi için analizde kullanılan tüm veriler, Dünya Bankası Dünya Kalkınma Göstergeleri veri tabanından elde edilmiştir. Dış ticaret akımlarının fiyat hareketlerinden kaynaklanan nominal etkilerinden arındırılması amacıyla modelde; ulusal sınırların fiziksel geçişine bakılmaksızın mal ve hizmetlerin ekonomik mülkiyet değişimini yansıtan reel ihracat ve reel ithalat serileri 2015 yılı sabit fiyatlarıyla kullanılmıştır. Benzer şekilde, ithalat talebini belirleyen temel unsur olan yurtiçi gelir düzeyi için ülkenin sabit 2015 fiyatlarıyla reel GSYİH verisi modele dahil edilirken; ihracat fonksiyonunda dış talebi temsil etmesi amacıyla küresel reel GSYİH'den ülkenin GSYİH'sinin çıkarılmasıyla hesaplanan dünya reel GSYİH serisi kullanılmıştır. Nispi fiyatların ve uluslararası rekabet gücünün dış ticaret üzerindeki etkilerini yakalamak üzere ise ulusal makamlarca belirlenen dönem ortalaması resmi döviz kuru modele açıklayıcı değişken olarak dahil edilmiştir. Literatürdeki standart ekonometrik yaklaşımlara uygun olarak, tahmin edilecek katsayıların doğrudan gelir ve fiyat esnekliklerini yansıtması ve serilerdeki doğrusal olmayan ilişkilerin düzeltilmesi amacıyla analize dahil edilen ihracat, ithalat ve GSYİH (hem yurtiçi hem dünya) değişkenlerinin doğal logaritması alınmıştır. Bu doğrultuda, Thirlwall Yasası'nın temel varsayımlarına dayanılarak oluşturulan ithalat (Model 1) ve ihracat (Model 2) talep modelleri sırasıyla Denklem 1 ve Denklem 2'de gösterilmektedir.

$$\text{LNM}_t = \beta_0 + \beta_1 \text{LNGDPT}_t + \beta_2 E_t + \varepsilon_t \quad (1)$$

$$\text{LNX}_t = a_0 + a_1 \text{LNGDPW}_t + a_2 E_t + \mu_t \quad (2)$$

Denklem 1 ve 2'de; t , β , a , ε ve μ sırasıyla zaman boyutunu, Model 1 için katsayıları, Model 2 için katsayıları, Model 1 için hata terimini ve Model 2 için hata terimini göstermektedir.

4.2. Metodoloji

4.2.1. Fourier Birim Kök Testi

Makroekonomik zaman serileri genellikle doğrusal olmayan ve yapısal kırılmalar barındıran bir dinamik sergilemektedir. Geleneksel birim kök testlerinin bu kırılmaları göz ardı etmesi, birim kök boş hipotezinin hatalı bir şekilde reddedilememesine neden olmaktadır. Literatürde bu sorunu aşmak amacıyla geliştirilen ve kukla değişkenlere dayanan yöntemler yapısal kırılmaları modele dahil etse de yalnızca ani değişim dinamiklerini yakalayabilme kısıtına sahiptir. Bu yöntemsel eksikliği gidermek üzere serilerdeki doğrusal olmayan yapıyı dikkate alan ve ani şoklar yerine yumuşak geçişli değişimleri daha hassas bir biçimde modelleyebilen Fourier tabanlı birim kök testleri ön plana çıkmaktadır (Yağmur, 2025). Bu doğrultuda çalışmada, deterministik bileşendeki bilinmeyen pürüzsüz yapısal kırılmaları yakalamak

amacıyla trigonometrik (Fourier) terimleri modele entegre ederek standart genişletilmiş Dickey-Fuller (ADF) testini genişleten ve Enders ve Lee (2012b) tarafından önerilen Fourier ADF birim kök testi kullanılmıştır.

4.2.2. Fourier Bootstrap ARDL Testi

Pesaran vd. (2001) tarafından geliştirilen ARDL sınır testi, $I(0)$ veya $I(1)$ serilerle küçük örneklemelerde dahi etkili sonuçlar veren ve uygun gecikme seçimiyle içsellik sorununu çözen bir yöntemdir. Ancak, F ve t test istatistikleri alt ve üst sınır arasında kaldığında eşbütünleşme ilişkisi hakkında kesin bir karar verilememektedir (Doğanlar vd., 2026). McNown vd. (2018), bu kararsızlık sorununu aşmak için bootstrap kritik değerlerini hesaplamış ve sisteme ilave bir test istatistiği eklemiştir. Bootstrap ARDL testinde eşbütünleşmenin varlığı için FA, t ve FB istatistiklerinin tümünün anlamlı olması şarttır. Aksi halde eşbütünleşme reddedilir. Öte yandan, geleneksel yöntemler yapısal kırılmaları göz ardı etmekte veya kukla değişkenlerle yalnızca önceden bilinen ani kırılmaları yakalayabilmektedir. Bu eksikliği gideren Fourier yaklaşımı, serilerdeki kademeli, yumuşak ve bilinmeyen sayıdaki yapısal kırılmalara izin vermektedir. Sonuç olarak, McNown vd. (2018)'in prosedürüne dayanan Fourier bootstrap ARDL testi, birden fazla açıklayıcı değişkenin bulunduğu durumlarda hem kararsızlık bölgesini ortadan kaldırması hem de yumuşak yapısal kırılmaları modelleyebilmesi sayesinde geleneksel yöntemlerden daha güçlü bir performans sunmaktadır (Doğanlar vd., 2026).

4.2.3. Fourier Nedensellik Testi

Geleneksel Toda ve Yamamoto (1995) yaklaşımı, eşbütünleşme ön testi gerektirmemesi ve serilerin düzeyde veya birinci farkında durağan olmasından etkilenmemesi sayesinde oldukça dirençli bir nedensellik yöntemi olarak öne çıkmaktadır. Bu yaklaşım, düzey değerlerindeki Vektör Otoregresif modelin, serilerin sahip olduğu maksimum bütünleşme derecesi kadar ilave gecikmeyle genişletilerek tahmin edilmesi esasına dayanır. Buna karşın, standart yaklaşımın en temel eksikliği, zaman serilerinde sıklıkla karşılaşılan yapısal kırılmaları hesaba katamamasıdır. Toda ve Yamamoto testinin Fourier uzantısı, tıpkı Fourier ARDL modelindeki mantığa benzer biçimde, trigonometrik terimler yardımıyla yumuşak geçişli yapısal kırılmaları modele entegre ederek bu zayıflığı gidermektedir. Buna ek olarak, ampirik kritik değerlerin hesaplanmasında bootstrap yönteminin kullanılması, özellikle sınırlı gözlem sayısına sahip örneklemelerde elde edilen test istatistiklerinin gücünü ve istatistiksel güvenilirliğini önemli ölçüde artırmaktadır (Alabi vd., 2026). Bu doğrultuda, çalışmadaki değişkenler arasındaki nedensellik ilişkilerinin yönünü belirlemek amacıyla Nazlioglu vd. (2016) tarafından geliştirilen Fourier Toda-Yamamoto testi kullanılmıştır.

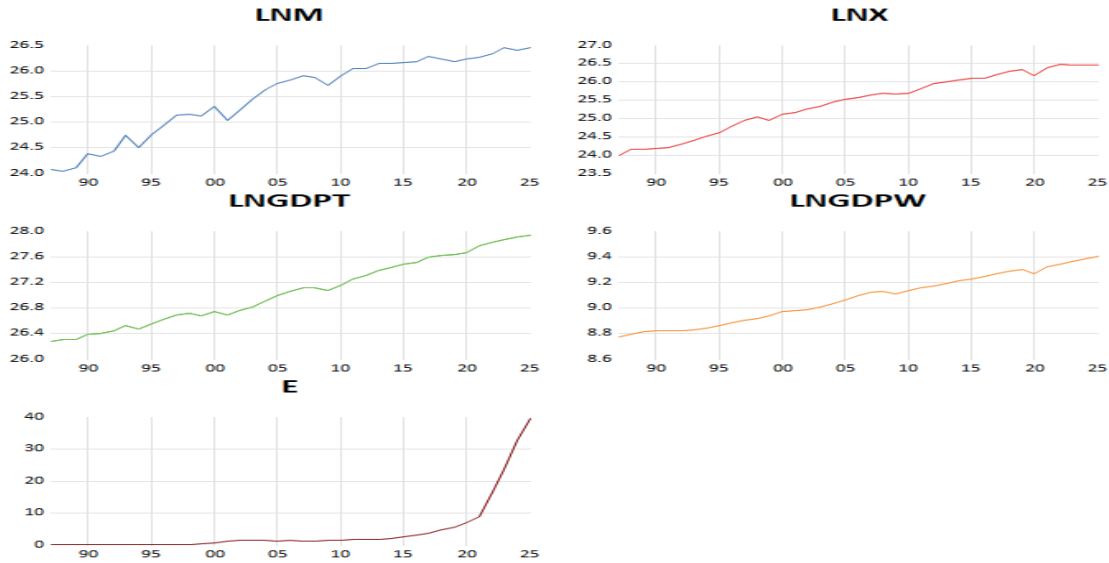
5. Bulgular

Çalışmada model tahminlerine geçilmeden önce, serilerin tanımlayıcı istatistikleri hesaplanmış ve değişkenlerin dönemsel seyri grafikleri elde edilmiştir.

Tablo 2. Tanımlayıcı İstatistikler

Değişken	Gözlem	Ortalama	Std. Sapma	Minimum	Maksimum
LNM	39	25.51	0.76	24.04	26.46
LNX	39	25.43	0.79	23.98	26.49
LNGDPT	39	27.05	0.52	26.28	27.94
LNGDPW	39	9.07	0.19	8.77	9.40
E	39	4.40	8.83	0.00	39.45

Tablo 2'de sunulan tanımlayıcı istatistiklere göre tüm değişkenler için gözlem sayısı 39'dur. LNM ortalama 25.51, LNX serisi ortalama 25.43 ve LNGDPT serisi ortalama 27.05 değerleriyle birbirine yakın düzeyde eğilimler sergilemektedir. LNGDPW değişkeni ortalama 9.07 değerine sahipken, E değişkeni 4.40 ortalama ve 8.83 standart sapma değerleriyle analiz dönemindeki en yüksek oynaklığı ve dalgalanmayı gösteren gösterge olarak öne çıkmaktadır.



Şekil 2. Değişkenlere İlişkin Grafikler

Şekil 2, analiz dönemindeki değişkenlerin intercept ve trend yapılarını ortaya koymaktadır. LNGDPT, LNGDPW, LNM ve LNX serileri genel olarak pozitif bir eğilim sergilemektedir. LNGDPT ve LNGDPW istikrarlı bir yukarı yönlü trend izlemektedir. LNM ve LNX ise dış şoklar ve krizler nedeniyle dönemsel dalgalanmalar barındırmaktadır. Öte yandan, E serisi örneklemin büyük bölümünde düşük ve yatay bir başlangıç düzeyinde seyrettikten sonra, dönemin sonuna doğru yapısal kırılma sergilemesiyle diğer serilerden ayrılmaktadır.

Tablo 3. Korelasyon Matrisi ve VIF Değerleri

Değişken	LNGDPT	LNGDPW	E	VIF (Model 1)	VIF (Model 2)
LNGDPT	1.000			1.83	-
LNGDPW	-	1.000		-	1.76
E	0.674	0.656	1.000	1.83	1.76

Tablo 3 incelendiğinde, araştırmada kullanılan değişkenler arasındaki korelasyon ilişkileri ile kurulan modellere ilişkin Varyans Şişkinlik Faktörü (VIF) değerleri yer almaktadır. Tabloya göre, LNGDPT ile E değişkeni arasında 0.6744, LNGDPW ile E değişkeni arasında ise 0.6565 oranında orta-yüksek düzeyde pozitif bir korelasyon bulunmaktadır. Ekonometrik modellerin güvenilirliğini test etmek amacıyla hesaplanan VIF değerleri incelendiğinde; Model 1 için ilgili değişkenlerin VIF değerlerinin 1.83, Model 2 için ise 1.76 olduğu görülmektedir. Söz konusu VIF değerlerinin literatürde genel kabul gören kritik eşiklerin (5 veya 10) oldukça altında kalması, tahmin edilen her iki modelde de çoklu doğrusal bağlantı sorununun bulunmadığını ve elde edilen katsayıların güvenilir olduğunu ortaya koymaktadır.

Tablo 4. Fourier ADF Birim Kök Testi Sonuçları

Değişken	Opt. Frekans	Opt. Gecikme	Fourier ADF İstatistiği	%5 Kritik Değer
LNM	1	3	-4.473	-4.350
Δ LNM	4	1	-6.884	-3.650
LNX	1	0	-3.735	-4.350
Δ LNX	4	2	-5.491	-3.650
LNGDPT	1	3	-4.511	-4.350
Δ LNGDPT	4	3	-4.505	-3.650
LNGDPW	4	0	-3.282	-3.650
Δ LNGDPW	4	0	-7.166	-3.650
E	1	3	3.930	-4.350
Δ E	3	3	4.177	-3.780

Not: Testler, Sabit ve Trendli spesifikasyonuna göre yapılmıştır. Δ , ilgili serinin birinci farkının alındığını belirtmektedir.

Tablo 4 incelendiğinde, LNM ve LNGDPT serilerinin düzey değerlerinde Fourier ADF test istatistiklerinin %5 kritik değerden mutlak değer olarak büyük olması nedeniyle birim kök boş hipotezi reddedilmiş ve bu serilerin düzeyde durağan olduğu tespit edilmiştir. Buna karşın, LNX ve LNGDPW serilerinin düzeyde durağan olmadığı, ancak birinci farkları alındığında test istatistiklerinin %5 kritik değerleri aştığı ve serilerin birinci farklarında durağan hale geldiği görülmektedir. Öte yandan, E değişkeninin hem düzeyde hem de birinci farkında birim kök boş hipotezinin reddedilemediği anlaşılmaktadır.

Tablo 5. Fourier Toda-Yamamoto Nedensellik Testi Sonuçları

Nedensellik Yönü	Optimal Gecikme	Opt. Frekans	Wald İstatistiği	Bootstrap Olasılık Değeri
LNGDPT→LNM	1	1	3.690	0.065
E→LNM	1	1	0.193	0.666
LNM→LNGDPT	1	1	1.875	0.182
E→LNGDPT	1	1	0.522	0.465
LNM→E	1	1	5.793	0.030
LNGDPT→E	1	1	9.241	0.012
LNGDPW→LNX	2	1	1.388	0.500
E→LNX	2	1	1.636	0.438
LNX→LNGDPW	2	1	2.784	0.280
E→LNGDPW	2	1	2.178	0.333
LNX→E	2	1	1.200	0.559
LNGDPW→E	2	1	5.495	0.091

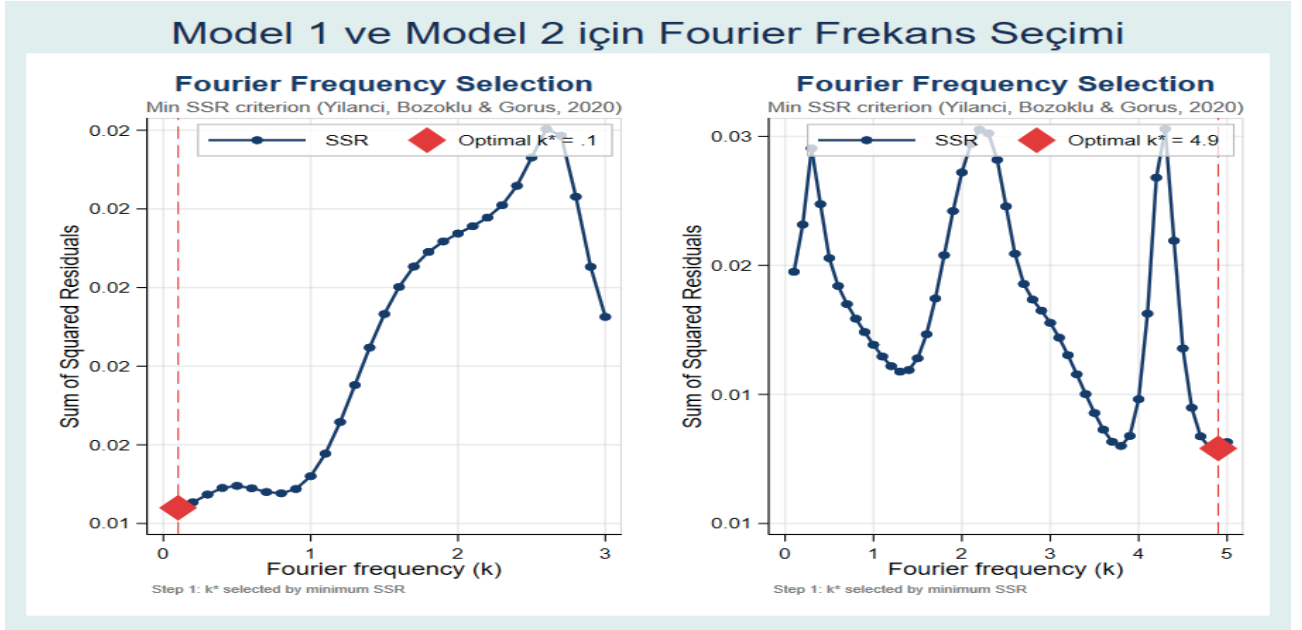
Tablo 5 incelendiğinde, çoklu değişkenli sistemler çerçevesinde gerçekleştirilen Fourier Toda-Yamamoto nedensellik testi sonuçları iki ana model bağlamında değerlendirilmektedir. Model 1'e ait bulgular, LNGDPT'den LNM'ye doğru olan nedensellik ilişkisinin %10 anlamlılık düzeyinde anlamlı olduğunu, dolayısıyla ekonomik büyümeden ilgili değişkene doğru tek yönlü bir nedensellik bulunduğunu göstermektedir. Ayrıca, LNM ve LNGDPT'den E'ye doğru nedensellik ilişkisi %5 düzeyinde istatistiksel olarak anlamlı bulunmuştur. Bu durum söz konusu değişkenlerden döviz kuruna doğru nedensellik ilişkilerinin varlığına işaret etmektedir. İkinci modelde ise yalnızca LNGDPW'den E'ye doğru olan ilişkinin %10 düzeyinde bir nedensellik sergilediği görülürken, bu modeldeki diğer yönlü ilişkilerin istatistiksel olarak anlamlı olmadığı anlaşılmaktadır.

Tablo 6. Fourier Bootstrap ARDL Uzun ve Kısa Dönem Katsayı Tahminleri

Değişken	Model 1		Model 2	
ARDL Spesifikasyonu	ARDL (2,0,0,1)		ARDL (1,2,3,2)	
Fourier Frekansı	0.1		4.9	
Uzun Dönem Katsayıları	Katsayı	Olasılık Değeri	Katsayı	Olasılık Değeri
LNGDPT	2.139***	0.000	-	-
LNGDPW	-	-	2.636***	0.000
E	0.013***	0.000	-0.217***	0.001
Kısa Dönem Katsayıları	Katsayı	Olasılık Değeri	Katsayı	Olasılık Değeri
D.LNGDPT	2.923***	0.0000	-	-
D.LNGDPW	-	-	2.322***	0.000
L1.D.LNGDPW	-	-	1.006*	0.068
L2.D.LNGDPW	-	-	1.740**	0.011
D.E	0.007	0.237	0.050***	0.003
L1.D.E	-	-	0.072**	0.020
L2.D.E	-	-	0.068**	0.020
L3.D.E	-	-	0.131***	0.001
L1.D.LNM	-0.063	0.496	-	-
L2.D.LNM	-0.173**	0.011	-	-
L1.D.LNX	-	-	-0.484***	0.008
Hata Düzeltme ve Deterministikler				
Hata Düzeltme Terimi	-0.712***	0.000	-0.392***	0.001
Sin	3.158***	0.007	0.047***	0.000
Cos	14.969***	0.000	-0.011	0.303
Sabit Terim	-38.088***	0.000	-22.765***	0.002

Not: *** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.10$. "-" işareti ilgili değişkenin o modele dahil edilmediğini veya optimum gecikme uzunluğunda yer almadığını belirtmektedir.

Tablo 6'da sunulan Fourier Bootstrap ARDL uzun ve kısa dönem katsayı tahminleri incelendiğinde, hem Model 1 hem de Model 2'de Hata Düzeltme Terimlerinin (ECT) beklendiği gibi negatif işaretli ve istatistiksel olarak %1 düzeyinde anlamlı olduğu görülmektedir. ECT, değişkenler arasında uzun dönemli bir eşbütünleşme ilişkisinin varlığını doğrulamaktadır. Meydana gelen kısa dönemli sapmaların Model 1'de yaklaşık %71'i, Model 2'de ise %39'u bir sonraki dönemde düzelerek uzun dönem dengesine yakınsamaktadır.



Şekil 3. Modeller için Fourier Frekans Seçimi

Modellerin deterministik bileşenlerindeki yapısal kırılmaları yakalayan optimal Fourier frekans değerleri, kalıntı kareler toplamını (SSR) minimize eden noktalar üzerinden seçilmiş olup, bu süreç Şekil 3'te görselleştirilmiştir. Model 1'de optimal frekans $k = 0.1$ olarak bulunmuştur. Bu değer 1'den küçük ve kesirli olması, serideki yapısal kırılmaların çok yavaş geçişli ve uzun vadeye yayılan kalıcı şoklar barındırdığına işaret etmektedir. Model 2'de ise optimal frekans $k = 4.9$ olarak tespit edilmiştir. Şekil 3'teki dalgalı SSR yapısından da anlaşılabacağı üzere, bu yüksek frekans değeri seride daha sık tekrarlanan, birden fazla dönüm noktasına sahip döngüsel kırılmaların varlığını göstermektedir. Her iki modelde de Fourier trigonometrik terimlerinin istatistiksel olarak anlamlı çıkması, yumuşak geçişli yapısal kırılmaların modellere dahil edilmesinin ekonometrik spesifikasyon açısından isabetli olduğunu kanıtlamaktadır.

Model 1 bulguları incelendiğinde, uzun dönemde LNGDPT'nin LNM üzerinde pozitif ve oldukça güçlü bir etkiye sahip olduğu görülmektedir. LNGDPT'deki %1'lik bir artış, LNM'yi uzun dönemde yaklaşık %2 oranında artırmaktadır. Kısa dönemde ise D.LNGDPT katsayısının 2.92 seviyesine çıkarak bu etkinin daha da şiddetlendiği anlaşılmaktadır. E değişkeninin katsayısı uzun dönemde istatistiksel olarak anlamlı ve pozitif bulunmuştur. Ancak kısa dönemde D.E'nin LNM üzerinde istatistiksel olarak anlamlı bir etkisi tespit edilememiştir. Model 2 sonuçlarına göre, uzun dönemde LNGDPW'nin LNX üzerinde pozitif yönde belirleyici olduğu saptanmıştır. LNGDPW'deki artışlar LNX'i desteklemekte olup, bu durum kısa dönemde de anlamlılığını korumaktadır. E, kısa dönemde LNX'i pozitif yönde desteklerken,

uzun dönemde LNX üzerinde negatif bir etkiye dönüşmektedir. Bu yapı, E'deki değişmelerin LNX üzerindeki etkisinin zamana yayıldığını ve kısa ile uzun dönem arasında farklılaştığını ortaya koymaktadır. Ayrıca, uzun dönemde modele dahil edilen DUMEX değişkeninin de LNX üzerinde negatif ve istatistiksel olarak anlamlı bir etkiye sahip olduğu görülmüştür.

Tablo 7. Fourier Bootstrap ARDL Tanısal ve Eşbütünleşme Test Sonuçları

Model Uyum İstatistikleri	Model 1		Model 2	
	İstatistik	Olasılık Değeri	İstatistik	Olasılık Değeri
R ²	0.95	-	0.92	-
Düzeltilmiş R ²	0.93	-	0.84	-
F-İstatistiği	39.97***	0.000	12.12***	0.000
Bootstrap Eşbütünleşme Testi (McNown vd., 2018)				
Genel F-testi	6.08*	0.099	11.78**	0.046
Bağımlı t-testi	-3.93*	0.090	-3.83**	0.043
Bağımsız F-testi	7.99**	0.024	8.75**	0.048
Yapısal Kırılma ve Fourier Testi				
Fourier Terimleri Ortak Anlamlılık F-Testi	11.89***	0.000	13.85***	0.000
Tanısal Testler				
Jarque-Bera (Normallik)	0.04	0.978	0.54	0.761
Breusch-Godfrey LM (Otokorelasyon)	1.36	0.243	0.64	0.420
ARCH LM (Değişen Varyans)	1.12	0.297	0.58	0.450
Ramsey RESET	2.64*	0.072	0.06	0.976
CUSUM / CUSUM-SQ	Kararlı	-	Kararlı	-

Not: *** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.10$. "-" işareti ilgili değişkenin o modele dahil edilmediğini veya optimum gecikme uzunluğunda yer almadığını belirtmektedir.

Tablo 7'de yer alan model uyum istatistikleri incelendiğinde, kurulan her iki modelin de açıklama gücünün oldukça yüksek olduğu görülmektedir. Model 1 için hesaplanan R² değeri 0.95, Model 2 için ise 0.92 seviyesindedir. Bu durum, bağımlı değişkenlerdeki (ithalat ve ihracat) değişimlerin sırasıyla %95'inin ve %92'sinin modele dahil edilen bağımsız değişkenler tarafından açıklandığını göstermektedir. Ayrıca, %1 düzeyinde istatistiksel olarak anlamlı bulunan F-istatistikleri, kurulan modellerin bir bütün olarak anlamlı olduğunu teyit etmektedir. McNown vd. (2018) tarafından geliştirilen Bootstrap ARDL yaklaşımına göre seriler arasında eşbütünleşme ilişkisinden söz edilebilmesi için; Genel F-testi, Bağımlı t-testi ve Bağımsız F-testinin tamamının boş hipotezi reddetmesi gerekmektedir. Model 2 sonuçlarına bakıldığında, her üç test istatistiğinin de %5 anlamlılık düzeyinde boş hipotezi reddettiği ve ihracat modelinde güçlü bir eşbütünleşme ilişkisinin var olduğu görülmektedir. Model 1'de ise Bağımsız F-testi %5 düzeyinde anlamlıyken, Genel F-testi ve Bağımlı t-testi %10 düzeyinde anlamlılık sergilemektedir. Dolayısıyla, %10 anlamlılık düzeyi baz alındığında, ithalat modelinde de değişkenler arası uzun dönemli bir dengenin varlığı kabul edilmektedir.

Modellerin deterministik yapısına eklenen Fourier terimlerinin ortak anlamlılık F-testi sonuçları, her iki model için de %1 düzeyinde istatistiksel olarak son derece anlamlıdır.

Modellerin istatistiksel geçerliliğini ve kalıntıların varsayımları sağlayıp sağlamadığını ölçen tanısal test sonuçları incelendiğinde, modellerin oldukça güvenilir olduğu görülmektedir. Jarque-Bera testi olasılık değerleri hata terimlerinin normal dağılım sergilediğini, Breusch-Godfrey LM testi kalıntılarda seri korelasyon sorunu olmadığını, ARCH LM testi ise değişen varyans problemi bulunmadığını ortaya koymaktadır. Model 1'in Ramsey RESET testi olasılık değeri %10 düzeyinde anlamlı çıksa da %5 standart anlamlılık düzeyinde modelin fonksiyonel formunun doğru kurulduğu sonucuna varılmaktadır. Model 2 ise fonksiyonel form açısından hiçbir sorun teşkil etmemektedir. Son olarak, CUSUM ve CUSUM-SQ test sonuçları her iki modelin katsayılarının analiz dönemi boyunca kararlı bir yapı sergilediğini teyit ederek tahmin edilen ekonometrik parametrelerin güvenilirliğini desteklemektedir.

6. Tartışma

Çalışmadan elde edilen Fourier Bootstrap ARDL tahmincisi uzun dönem parametreleri ve serilerin birinci farklarına ait tanımlayıcı istatistikler, Thirlwall Yasası'nın öngördüğü denge büyüme modelinin Türkiye ekonomisi bağlamında test edilmesine olanak tanımaktadır. Thirlwall'ın (1979) orijinal formülasyonu kullanılarak Türkiye'nin ödemeler dengesi kısıtlı büyüme oranı hesaplanmıştır. İhracat modelinden elde edilen ihracatın gelir esnekliği 2.636, ithalat modelinden elde edilen ithalatın gelir esnekliği 2.139 ve analiz dönemi küresel büyüme ortalaması %2.96 olarak modele entegre edildiğinde; Türkiye'nin dış dengeyi bozmadan, yani dış borçlanmaya gereksinim duymadan ulaşabileceği teorik büyüme oranı yaklaşık %3.64 olarak bulunmuştur. Ancak veriler, Türkiye'nin aynı analiz dönemindeki fiili ortalama büyüme hızının %4.37 olduğunu göstermektedir. Fiili büyüme oranının, Thirlwall Yasası'nın öngördüğü kısıtlı denge büyüme oranını aşması, Türkiye ekonomisinde ödemeler dengesinin bağlayıcı bir kısıt olduğunu doğrulamakta ve yasanın Türkiye için temel dinamikleriyle geçerli olduğunu kanıtlamaktadır. Aradaki bu %0.73'lük büyüme farkı, Türkiye'nin dış ticaret dengesinin elverdiği doğal sınırların ötesinde bir büyüme sergilediğini ve bu ilave büyümenin dış borçlanma ile sermaye girişleri yoluyla finanse edildiğini göstermektedir. Bu bulgu, literatürde orijinal modeli dış borç, faiz ödemeleri ve sermaye akışlarıyla genişleten çalışmaların sonuçlarıyla örtüşmektedir. Nitekim Moreno-Brid (2003) Meksika, Britto ve McCombie (2009) ile Ziesemer (2024) Brezilya, Vázquez Muñoz (2024) ise Çin ve Meksika örneklerinde benzer şekilde sermaye girişlerinin ve dış borç dinamiklerinin sürdürülebilir büyüme sınırını aşmadaki rolüne dikkat çekmişlerdir. Türkiye örneğinde elde edilen bu sonuç, yasanın saf halinin, dış finansman bağımlılığı yüksek gelişmekte olan ülkelerin büyüme patikalarını sınırlandırmada hala güçlü bir araç olduğunu göstermektedir. Elde edilen bulgular, Türkiye özeline ait ve üzerinde fikir birliği bulunmayan literatürdeki tartışmalara da yeni bir perspektif sunmaktadır.

Çalışmanın sonuçları; Thirlwall ve Hussain (1982), Halıcıoğlu (2012), Tuncer vd. (2011) ve Gökçe ve Çankal (2013) gibi yasanın Türkiye için geçerliliğini savunan ampirik çalışmaları desteklemektedir. Öte yandan, yasanın geçerliliğini reddeden Kula (2006), Acaravcı ve Öztürk (2009), Elmas (2016) ile Barışık ve Şimşek (2015) gibi çalışmaların bulgularından ayrılmaktadır.

7. Sonuç ve Politika Önerileri

Bu çalışmada, Thirlwall tarafından literatüre kazandırılan Ödemeler Dengesi Kısıtlı Büyüme modelinin Türkiye ekonomisi için geçerliliği, 1987-2025 dönemine ait makroekonomik veriler kullanılarak test edilmiştir. Literatürdeki mevcut çalışmalardan farklı olarak, makroekonomik serilerin veri üretme sürecinde zamanla meydana gelebilecek yumuşak geçişli yapısal kırılmaları dikkate alan Fourier Bootstrap ARDL yaklaşımı kullanılmıştır. Ampirik analizden elde edilen uzun dönem katsayı tahminleri, Thirlwall Yasası'nın Türkiye ekonomisi için geçerli olduğunu göstermektedir. Aradaki bu büyüme farkı, Türkiye'nin yapısal sınırlarının ötesinde bir büyüme ivmesi yakaladığını, fakat bu fazlanın kronik cari açıklar, sıcak para girişleri ve dış borçlanma mekanizmalarıyla finanse edildiğini göstermektedir. Ayrıca tahmin edilen modeller, döviz kurundaki artışların uzun dönemde dış ticaret dengesi üzerinde geleneksel iktisat teorisinin öngördüğü iyileştirici etkiyi yaratmadığını ortaya koymuştur. Döviz kuru, ihracatı kısa dönemde pozitif etkilese de uzun dönemde bu etki negatife dönmektedir. İthalat üzerindeki etkisi ise uzun dönemde pozitif kalmaktadır. Bu durum, Türkiye'nin ihracat rekabetçiliğinin salt fiyat/kur avantajına değil, ithalata bağımlı üretim yapısına dayandığını teyit etmektedir. Elde edilen bu ampirik bulgular ışığında, Türkiye ekonomisinin dış kırılganlıklarını azaltmak ve uzun vadeli, sürdürülebilir bir büyüme patikasına girmek için birtakım politikalar önerilebilir. Yüksek çıkan ithalat gelir esnekliğini düşürmek makroekonomik istikrara katkı sağlayabilir. Özellikle imalat sanayisinin ihtiyaç duyduğu ara malı ve yatırım mallarının yurtiçinde üretilmesini teşvik edecek seçici sanayi politikaları uygulanabilir. Uzun dönem denge büyüme oranını yukarı çekebilmek için ihracatın gelir esnekliği artırılabilir. Bunun için düşük ve orta teknoloji, fiyat rekabetine dayalı ihraç ürünlerinden; küresel ölçekte gelir esnekliği yüksek olan, yüksek teknoloji ve AR-GE yoğun ürünlere geçişi sağlayacak yapısal reformlar uygulanabilir. Döviz kurundaki değer kayıplarının ihracatı uzun dönemde kalıcı olarak artırmadığı bulgusu dikkate alınarak, kur avantajı üzerinden rekabet etme stratejisinden; markalaşma, inovasyon, ürün çeşitlendirmesi ve verimlilik artışına odaklanılabilir.

Bu çalışma, Thirlwall Yasası'nın Türkiye ekonomisi için geçerliliğini Fourier Bootstrap ARDL yaklaşımıyla test ederek literatüre yöntemsel bir katkı sunsa da bazı kısıtlar barındırmaktadır. Analizde 1987-2025 dönemine ait yıllık verilerin kullanılması kısa dönemli konjonktürel

dalgalanmaların incelenmesini sınırlandırırken, toplulaştırılmış dış ticaret serilerinin tercih edilmesi alt sektörler arasındaki yapısal ve teknolojik heterojenliği maskeleyebilmektedir. Bu kısıtlar ve elde edilen bulgular ışığında, gelecek araştırmalarda ithalat bağımlılığı yaratan darboğazların daha net tespiti için farklı teknoloji yoğunluğuna sahip veri setleriyle Çok Sektörlü Thirlwall Yasası modellerinin kurulması önerilmektedir. Ayrıca, Türkiye'nin teorik denge sınırının üzerindeki fiili büyümesinin dış finansmanla sağlandığı gerçeğinden hareketle; dış borç stoku, doğrudan yabancı yatırımlar ve sermaye akışları gibi finansal değişkenlerin entegre edildiği genişletilmiş modellerle analizlerin derinleştirilmesi literatüre önemli bir katkı sunacaktır. Son olarak, makroekonomik şokların dış ticaret üzerindeki farklı yönlü etkilerini yakalayabilmek adına asimetrik dinamikleri dikkate alan Fourier NARDL gibi doğrusal olmayan yöntemlerin kullanılması, daha hedef odaklı sanayi ve ticaret politikalarının tasarlanmasına zemin hazırlayacaktır.

Kaynakça

- Alabi, A. T., Sanni, M., & Usman, M. K. (2026). Linking climate mitigation innovation and load capacity factor in assessment of environmental quality in Nigeria: evidence from Fourier ARDL and Fourier Bootstrap Toda–Yamamoto causality techniques. *SN Business & Economics*, 6(9), 277.
- Amado, G. (2023). A Thirlwall's law application to international trade in services. *Investigación Económica*, 82(326), 212-239.
- Acaravcı, A. ve Öztürk, A. (2009). Balance of payments constrained growth in Turkey: Evidence from ARDL bound testing approach. *Transformations In Business & Economics*, 8, 57-65.
- Arıcıoğlu, E., Uçan, O. ve Saraç, B. (2013). Thirlwall's Law: The case of Turkey, 1987–2011. *International Journal of Economics and Finance*, 5, 59-68.
- Asiama, R. K. (2025). Revisiting Thirlwall's law in African countries: assessing the scope for structural change and implications for long-term growth. *Journal of Economic and Administrative Sciences*. <https://doi.org/10.1108/JEAS-07-2024-0232>
- Barışık, S., & Şimşek, T. (2015). Avrupa Birliği'ne tam üyelik müzakere başlangıcı sonrası Türkiye ekonomisinde Thirlwall Yasası'nın geçerliliği. *Journal of World of Turks*, 7(2), 21-33.
- Birkan, A. Ö. (2017). Technological structure of trade and BOP-constrained growth in Turkey. *The Journal of International Trade & Economic Development*, 26(5), 509-533.
- Britto, G., & McCombie, J. S. (2009). Thirlwall's law and the long-term equilibrium growth rate: an application to Brazil. *Journal of Post Keynesian Economics*, 32(1), 115-136.
- Dilber, İ., & Erataş Sönmez, F. (2016). Thirlwall Kanunu'nun gelişmiş ülkeler açısından geçerliliği: Panel veri analizi. *Uluslararası Alanya İşletme Fakültesi Dergisi*, 8(2), 139-150.
- Dixon, R. ve Thirlwall, A. P. (1975) Model of regional growth-rate differences on Kaldorian lines. *Oxford Economic Papers*, 27, 201-214.
- Doğanlar, M., Kızılkaya, O., Mike, F., & Albayrak, M. (2026). Does economic policy uncertainty matter for environmental degradation in emerging countries? Fresh evidence from fourier bootstrap ARDL estimation. *Journal of the Knowledge Economy*, 17(3), 9244-9274.
- Dünya Bankası (2026). Dünya Kalkınma Göstergeleri. <https://databank.worldbank.org/source/world-development-indicators> , Erişim Tarihi: 09.07.2026

- Elliott, D. R., & Rhodd, R. (1999). Explaining growth rate differences in highly indebted countries: an extension to Thirlwall and Hussain. *Applied Economics*, 31(9), 1145-1148.
- Elmas, F. (2016). Ödemeler bilançosu tarafından kısıtlanmış büyüme modeli: Türkiye ekonomisi üzerine bir uygulama. *Ekonomik Yaklaşım*, 27(100), 155-176.
- Enders, W., & Lee, J. (2012b). The flexible Fourier form and Dickey–Fuller type unit root tests. *Economics Letters*, 117(1), 196-199.
- Gouvea, R. R., & Lima, G. T. (2010). Structural change, balance-of-payments constraint, and economic growth: evidence from the multisectoral Thirlwall's law. *Journal of Post Keynesian Economics*, 33(1), 169-204.
- Gökçe, A., & Cankal, E. (2013). Balance-of-payments constrained growth model for the Turkish economy. *Economic Modelling*, 35, 140-144.
- Halicioglu, F. (2012). Balance-of-payments-constrained growth: the case of Turkey. *Journal of Post Keynesian Economics*, 35(1), 65-78.
- Holland, M., Vieira, F. V., & Canuto, O. (2004). Economic growth and the balance-of-payments constraint in Latin America. *Investigación Económica*, 63(247), 45-74.
- Krugman, P. (1989). Differences in income elasticities and trends in real exchange rates. *European Economic Review*, 33(5), 1031-1046.
- Kula, F. (2006). Ekonomik büyüme ve ödemeler bilançosu kısıtı:1980-2006 dönemi Türkiye örneği. *Sosyal Bilimler Enstitüsü Dergisi*, 25, 59-69.
- Lee, W. (2021). Structural change, balance of payments constraint, and economic growth: evidence from Vietnam. *Review of Radical Political Economics*, 53(4), 631-653.
- López, P. P., & Thirlwall, A. P. (2006). Trade liberalization, the income elasticity of demand for imports, and growth in Latin America. *Journal of Post Keynesian Economics*, 29(1), 41-61.
- Martin-Mayoral, F., Villavicencio, D., & Garcimartín, C. (2026). Ecuador's economic growth and the external sector: examining Thirlwall's Law (1960–2024). *Journal of Post Keynesian Economics*, 1-33. <https://doi.org/10.1080/01603477.2026.2677572>
- McNown, R., Sam, C. Y., & Goh, S. K. (2018). Bootstrapping the autoregressive distributed lag test for cointegration. *Applied Economics*, 50(13), 1509-1521.
- Moreno-Brid, J. C. (2003). Capital flows, interest payments and the balance-of-payments constrained growth model: A theoretical and empirical analysis. *Metroeconomica*, 54(2-3), 346-365.

- Nazlioglu, S., Gormus, N. A., & Soytaş, U. (2016). Oil prices and real estate investment trusts (REITs): Gradual-shift causality and volatility transmission analysis. *Energy Economics*, 60, 168-175.
- Pacaci Elitok, S., & Campbell, A. (2008). The balance of payments as a constraint on Turkey's growth, 1960-2004 (No. 2008-13). Working Paper.
- Panshak, Y., Civcir, I., & Ozdeser, H. (2019). Explaining Nigeria's economic growth: balance of payments constrained growth approach with external and internal imbalances. *South African Journal of Economics*, 87(3), 376-413.
- Panshak, Y., Civcir, I., & Ozdeser, H. (2021). Is the Nigerian economy balance-of-payments constrained? Empirical evidence from multi-sectoral model with intermediate imports. *The Journal of International Trade & Economic Development*, 30(2), 295-318.
- Perrotini Hernández, I., Vázquez-Muñoz, J. A., & Angoa Pérez, M. I. (2019). Capital accumulation, economic growth and the balance-of-payments constraint: The case of Mexico, 1951-2014. *Nóesis. Revista de ciencias sociales*, 28(55), 38-63.
- Pesaran, M. H., Shin, Y., & Smith, R. J. (2001). Bounds testing approaches to the analysis of level relationships. *Journal of Applied Econometrics*, 16(3), 289-326.
- Soukiazis, E., Muchová, E., & Leško, P. (2017). Are the transition economies balance-of-payments constrained? An aggregate and multisector approach applied to Central and Eastern Europe. *Eastern European Economics*, 55(5), 453-476.
- Vázquez Muñoz, J. A. (2024). Thirlwall's law, investment, productive chains and domestic markets. *Revista Mexicana de Economía y Finanzas*, 19(3), 1-22.
- Thirlwall, A. P. (1979). The balance of payments constraint as an explanation of international growth rate differences. *PSL Quarterly Review*, 32(128), 45-53.
- Thirlwall, A. P., & Hussain, M. N. (1982). The balance of payments constraint, capital flows and growth rate differences between developing countries. *Oxford Economic Papers*, 34(3), 498-510.
- Toda, H. Y., & Yamamoto, T. (1995). Statistical inference in vector autoregressions with possibly integrated processes. *Journal of econometrics*, 66(1-2), 225-250.
- Trigg, A. B. (2020). Thirlwall's Law and uneven development under Global Value Chains: a multi-country input-output approach. *Journal of Economic Structures*, 9(4), 1-22.
- Tuncer, İ, Songur, M & Yaman, D. (2011) . Thirlwall yasası: Türkiye ekonomisi üzerine bir uygulama (1982-2010). *Anadolu International Conference in Economics II*, 1-20

- Yağmur, İ. (2025). Validity of the unemployment Hysteresis Hypothesis in Türkiye: ADF and fractional frequency fourier ADF unit root test. *Uluslararası İktisadi ve İdari İncelemeler Dergisi*, (49), 19-36.
- Yamak, R., & Abdioglu, Z. (2010). Thirlwall yasası: Türkiye örneği, 1982-2008. *Ege Akademik Bakis*, 10(2), 443-463.
- Ziesemer, T. H. (2024). Linking the BOPC growth model with foreign debt dynamics to goods and labour markets: A BOP-IXSM-Okun model. *Research in Economics*, 78(4), 101007.

BÖLÜM 2

TÜRKİYE'DE GENÇ İŞSİZLİK SORUNUNUN BÜYÜME ÜZERİNDEKİ ETKİSİ: 2005Q1-2025Q1 YILLARI İÇİN BİR ANALİZ

Ceren PEHLİVAN¹

¹ Dr. Öğretim Üyesi, Munzur Üniversitesi, Uluslararası Ticaret ve İşletmecilik Bölümü, ORCID: 0000-0001-5632-2955, E-mail: cerenpehlivan@munzur.edu.tr, Tunceli, Türkiye

Giriş

Dünyada birçok ülkede önemli bir sorun olan işsizlik sorunu Türkiye açısından da güncelliğini ve önemini korumaktadır. Türkiye açısından işsizlik sorununun önemini koruması altında yatan sebep, Türkiye’de genç nüfusunun fazla olması ve işsizliğin özellikle bu nüfus üzerinde yoğunlaşmasından kaynaklanmaktadır. Genç işsizlik, genel işsizlik sorununa göre daha kompleks bir yapı sergilemektedir. Genç işsizlik kavramı “ILO” tarafından şu şekilde tanımlanmıştır: 16-25 yaş aralığında bulunan ve çalışmak istemesine rağmen işsiz olan ve 15 gün içerisinde iş başı yapabilecek kişilere genç işsiz denilmektedir. Bu yaş aralığında bulunan kişiler hayatlarının en verimli döneminde olması nedeniyle bu kişilerin işsiz olması ülkelerin ekonomik ve sosyal değişkenleri üzerinde olumsuz etkiler oluşturmaktadır. Bu açıdan ülkelerin işsizlikle ilgili politikalar geliştirirken yapısal temelli politikalar oluşturması genç işsizlik başta olmak üzere birçok işsizlik türü üzerinde etkili sonuçlar elde edilmesine yardımcı olacaktır (Bayrakdar ve İncekara, 2013).

Gençler işgücü piyasasında birçok alanda zorluklarla karşı karşıya kalmaktadırlar. Özellikle genç nüfusun düşük ve orta gelirli ülkelerde çalışma çağındaki nüfus içindeki paylarının fazla oluşu ILO’nun istihdam politikalarına verdiği destekte öncelikli bir grup olmasına yol açmıştır. Genç işsizlik küreselleşme sonrasında ortaya koyulan ve işsizlik çeşitleri açısından en çok etkinliği olan bir işsizlik olarak karşımıza çıkmaktadır. Sorunun temeline bakıldığında genç işsizliğin; genç olarak kabul edilen ve 15–24 yaş grubunu temsil eden kesimin eğitime katılma oranının artması, gençlerin sahip oldukları becerilerinin işgücü piyasasının ihtiyaçlarına tam olarak uygun olmaması ve yetersiz kalınması, yapısal reformların tam ve etkin bir biçimde yapılmaması, yeni iş alanlarının oluşturulamaması, tecrübe ve beşeri sermayenin geliştirilmemesi nedeniyle arttığı söylenebilir. Ortaya koyulan sorunlara ilişkin tam ve etkili politikaların uygulanamaması ise sorunun çözümünün gecikmesine neden olmaktadır (Erdayı, 2009; ILO, 2024).

Genel işsizlik oranı toplam talepteki gelişmelerden etkilenmekte, benzer bir durum genç işsizlik oranları açısından da gerçekleşmektedir. Ekonomik konjonktürde yaşanan gelişmeler neticesinde toplam talepte yaşanacak bir azalma iş gücü talebinin de azalmasına yol açmaktadır. Bu durum genç işsizlik üzerinde de etkili olmaktadır. Toplam talepte meydana gelen azalma genç işsizlik üzerinde daha fazla etki göstermektedir. Gelişmekte olan ülkelerde ve özellikle genç nüfusun fazla olduğu ekonomilerde istihdam edilemeyen bir kesimin olması genç işsizlik sorununun yaşanmasına yol açmaktadır. Genç işsizlik sorunu ekonomik problemlerin yanı sıra sosyal ve siyasal sorunların da ortaya çıkmasına yol açmaktadır. Genç nüfusun beşeri sermaye

açısından ekonomide önemli bir yer tutması konunun önemini arttırmaktadır. Öğrenme açısından gençlerin en verimli dönemi olarak tanımlanabilecek olan 16-25 yaş aralığındaki gençlerin ekonomik aktörler tarafından doğru bir şekilde yönlendirilmesi gerekmektedir. Bu dönemdeki genç işsizliğin homojen bir yapı sergilememesi ise bu sorunun daha karmaşık bir yapıda olmasına sebebiyet vermektedir. Sorunun çözülebilmesi için genç işsizliği sorununa sosyal, ekonomik, kültürel, psikolojik ve siyasal yönleriyle inceleyecek disiplinler arası bir yaklaşım ortaya koyulmalıdır (Gündoğan, 1999).

Genç işsizlik ya da başka bir ifadeyle genç işgücü piyasasında gerçekleşen problemler hem küresel hem de bölgesel açıdan sorunların yaşanmasına yol açmaktadır. Yaşanan bu sorunlar gelişmişlik seviyesi fark edilmeden birçok ülkede sosyal ve ekonomik sorunların yaşanmasına yol açmaktadır. Dünya çapında çoğunlukla Afrika ve Asya gibi dünyanın az gelişmiş bölgelerinde olmak üzere, OECD ve AB düzeyinde de yüksek oranlarda genç işsizlik oranları gerçekleşmektedir. Aynı coğrafi bölgede yer alan veya benzer ekonomik ya da kurumsal özellikler taşıyan ülkeler, benzer sorunlardan etkilenmeleri ve işgücü piyasaları üzerindeki etkisini hafifletmek için benzer mekanizmalara sahip bir yapı sergilemektedirler. Gelişmiş ve gelişmekte olan ülkelerde hem genel hem de yetişkin işsizlik oranlarının yüksek bir oranda seyrettiği görülmektedir. Bu yüksek oranların gerçekleşmesinde gençlerin işgücü piyasasındaki dezavantajlı konumları etkili olmaktadır. Ayrıca ekonomik kriz dönemlerinde genç nüfus, krizin sonuçlarından yetişkinlere göre daha fazla olumsuz etki almaktadır. Daha fazla etkilenmelerinde işgücü piyasasında yeteri kadar deneyim sahibi olmamaları; işverenler açısından bakıldığında ise yeni birinin istihdam edilmesinin daha maliyetli olması gibi başlıklar yer almaktadır (Taş vd., 2018; ILO, 2014).

Genç işsizlik sorunu düşük oranlı istihdam hacmi, istikrarsız bir yapı sergileyen istihdam yapısı ve yapısal sorunlar gibi birçok sebeple ortaya çıkmaktadır. Ayrıca özellikle gelişmekte olan ülkelerde emek piyasasında oluşan arz ve talep dengesizlikleri genç işsizlik sorununun derinleşmesine yol açabilmektedir (Çınar, 2024).

Bu çalışmada genç işsizlik oranlarında yaşanan gelişmelerin ekonomik büyümeye olan etkisi ampirik olarak incelenmiştir. Çalışmanın ilk bölümünde konuya ilişkin kavramsal ve kuramsal çerçeve ele alınmıştır. İkinci bölümde genç işsizlik konusunda ulusal ve uluslararası literatür incelenmiştir. Son bölümde ise değişkenler arasındaki ilişkiler zaman serisi analizleri aracılığıyla test edilmiştir. Son bölümde ise mevcut değişkenler arasındaki ilişki yapılan zaman serisi analizleriyle ortaya koyulmaya çalışılmıştır. Konunun ele alınış biçimi, incelenen dönem ve kullanılan yöntem açısından literatüre katkı sunması beklenmektedir.

Literatür Taraması

Genç işsizlik sorunu ekonomik, siyasal ve sosyal etkileri nedeniyle hem gelişmiş hem de gelişmekte olan ülkelerde önemli araştırma konularından biridir. Literatürde özellikle ekonomik büyüme ile genç işsizlik arasındaki ilişkinin yönü ve büyüklüğü tartışılmıştır. Konunun güncelliği, kapsamı ve etkileri nedeniyle politika yapıcılar açısından büyük önem taşımaktadır. Bu kapsamda literatürde, farklı ülke grupları ve dönemler için gerçekleştirilen ampirik çalışmalarda genç işsizliğin ekonomik büyüme başta olmak üzere eğitim, enflasyon, dış ticaret, ihracat, doğrudan yabancı yatırımlar, döviz kuru ve terörizm gibi çeşitli makroekonomik değişkenlerle ilişkisi farklı ekonometrik yöntemler kullanılarak incelenmiştir. Literatür taramasının yer aldığı bu bölümde genç işsizlik ile ekonomik büyüme arasındaki ilişkiyi ele alan ulusal ve uluslararası ampirik çalışmalar kronolojik sırayla incelenmiştir.

Núñez ve Livanos (2010), çalışmalarında AB-15 ülkeleri için işsizlik üzerinde eğitimin etkisini incelemişlerdir. Anket yöntemiyle mevcut değişkenler arasındaki ilişki araştırılmıştır. Çalışma sonucunda Avrupa düzeyinde (AB-15), yükseköğrenimin uzun vadeli işsizlik üzerindeki etkisi, kısa vadeli işsizliğe göre hem daha az yoğun hem de daha homojen olduğu görülmüştür.

Sayın (2011) 1988-2010 yılları için Türkiye için yapılan çalışmada genç işsizlikle eğitim ve büyüme değişkenleri arasındaki ilişkiyi incelemiştir. Zaman serisi analizinin yapıldığı çalışmada analizde kullanılan değişkenlerin birbirleri üzerinde etkili olduğu görülmüştür.

Çondur ve Bölükbaş (2014) çalışmalarında Türkiye üzerine bir analiz yürütmüşlerdir. Yapılan analizde genç işsizlikle büyüme ve ÜFE değişkeni arasındaki ilişkiyi araştırmışlardır. Çalışmada 2000Q1-2010Q4 dönemi incelenmiştir. Zaman serisi analizi sonucunda genç işsizlikten GSYİH' ya ve ÜFE'den genç işsizliğe doğru bir nedensellik olduğu görülmüştür.

Ehinomen ve Afolabi (2015), çalışmalarında Nijerya ekonomisinde yaşanan genç işsizlik sorununun ekonomiye olan etkisini araştırmışlardır. Çalışmalarında Nijerya'nın, kalkınma planlarının hedeflerinin gerçekleştirilmesi için Nijerya ekonomisinin üretim tabanının çeşitlendirilmesi gerektiği sonucuna ulaşmıştır.

Abdioğlu ve Albayrak (2018) çalışmalarında genç işsizlikle, eğitim ve büyüme arasındaki ilişkiyi araştırmışlardır. 1988-2015 yıllarını kapsayan çalışmada Türkiye için bir araştırma yürütülmüştür. Çalışma sonucunda büyüme değişkeninde meydana gelen %1'lik bir artışın genç işsizlik üzerinde %0.48 azalışa neden olduğu görülmüştür.

Dilber ve Börekçi (2019) çalışmalarında Türkiye'de genç işsizliğin büyüme üzerindeki etkisini zaman serisi analizleriyle araştırmışlardır. Çalışmalarında yazarlar 1991-2017

dönemini incelemişlerdir. Yapılan analiz sonucunda incelenen dönem içerisinde ele alınan bu iki değişken arasında anlamlı bir ilişki bulunamamıştır.

Pratama vd., (2020), çalışmalarında 2007-2015 yılları için Endonezya için bir çalışma yürütmüşlerdir. Çalışmada genç işsizliğin büyüme, enflasyon, asgari ücret ve eğitim ile olan ilişkisi araştırılmıştır. Nicel yöntemin kullanıldığı çalışmada genç işsizlik oranlarında meydana gelecek bir yükselişin ekonomik büyüme, enflasyon ve eğitim değişkenleri üzerinde etkili olduğu belirlenmiştir.

Soylu ve Aydın (2020) çalışmalarında genç işsizliğin süreçsel gelişimini, sorunun belirleyicilerini ve konuya ilişkin politika önerilerini ele almışlardır. Çalışmada ilk olarak AB ve Türkiye baz alınarak genç işsizliğin 2000-2018 yılları içindeki gelişimi karşılaştırma yapılarak incelenmiştir. Sonrasında ise 2000-2018 yılları arasında Türkiye’de gençlerin işgücüne katılım oranları, eğitim harcamaları, ekonomik büyüme, doğrudan yabancı yatırım oranları ve enflasyon oranlarıyla genç işsizlik arasındaki ilişkiyi incelenmiştir. Yapılan regresyon analizi sonucunda ekonomik büyüme ile genç işsizlik arasında ters yönlü bir ilişkinin olduğu görülmüştür.

Serifat (2020), genç işsizliğin ekonomik büyüme üzerindeki etkisini Nijerya ekonomisi için araştırmıştır. Çalışmada 600 katılımcı kullanılarak çok aşamalı örnekleme tekniğiyle bir analiz yapılmıştır. Analiz sonuçları genç işsizlik oranı ile Nijerya ekonomik büyümesi arasında genç işsizlik oranı ile hükümetin sorunu çözme programları arasında, hükümetin sorunu çözme programları ile hükümetin Nijerya’daki işsizlik düzeyini azaltmayı sağlama yolları arasında anlamlı bir bağlantı olduğunu göstermiştir.

Karakuş ve Atabey (2021) Türkiye için 1988-2019 dönemini kapsayan bir çalışma yürütmüşlerdir. Çalışmada genç işsizlik ile büyüme ve ihracat değişkenleri arasındaki ilişki incelenmiştir. Elde edilen sonuçlar neticesinde ekonomik büyümenin ihracat değişkeni üzerinde, ihracatın ise genç işsizliği değişkeni üzerinde etkili olduğu görülmüştür.

Khalid ve ark. (2021), 1980-2018 yılları için Güney Afrika için bir çalışma yürütmüşlerdir. Çalışmada büyüme, enflasyon, döviz kuru değişkenleriyle işsizlik arasındaki ilişki açıklanmaya çalışılmıştır. Döviz kurunun işsizlik oranını uzun vadede negatif ve anlamlı yönde etkilediği görülmüştür. Ayrıca büyüme değişkeninin işsizlik oranına tepkisinin uzun vadede pozitif anlamlı olduğu saptanmıştır. Yapılan analiz sonucunda değişkenler arasında anlamlı ve pozitif bir ilişkinin olduğu görülmüştür.

Alpağut (2021) çalışmasında genç işsizlik, büyüme ve terör arasındaki ilişkiyi seçili 11 ülke üzerine araştırmıştır. Panel analizinin yapıldığı çalışmada 2003-2018 yılları seçilmiştir.

Yapılan analiz sonucunda genç işsizliğin büyümeden daha fazla terörizm değişkeninden etkilendiği sonucuna ulaşılmıştır.

Fung ve Nga (2022), çalışmalarında 1996-2019 yılları için ASEAN ülkeleri Vietnam, Darussalam, Endonezya, Laos PDR, Brunei, Malezya, Myanmar, Filipinler, Singapur, Tayland ve Kamboçya’da yaşanan genç işsizliğin ekonomik büyüme ve enflasyon üzerindeki etkisini incelemişlerdir. Yapılan analiz sonucunda genç işsizliğindeki %1’lik artışın ekonomik büyümeyi %0,24 oranında azaltacağı sonucuna ulaşılmıştır.

Aktop (2024) genç istihdamın, dış ticaret ve büyüme arasındaki ilişkiyi çalışmasında ampirik olarak incelemiştir. Yazar, Türkiye için yaptığı analizinde 2005:1-2022:4 dönemini incelemiştir. Çalışmada yapılan nedensellik testi sonuçlarına göre genç istihdamla, dış ticaret ve büyüme arasında çift yönlü nedensellik olduğu saptanmıştır.

Kristek ve Drvenkar (2025), 2009-2023 yılları için AB üyesi 27 ülke için genç işsizlikle büyüme arasındaki ilişkiyi araştırmışlardır. Çalışmalarında panel analizi kullanılmıştır. Analiz sonucunda genç işsizlik sorununu çözmede makroekonomik politikaların rolünün daha iyi anlaşılmasının gerektiği vurgulanmıştır.

Genç işsizlikle büyüme arasındaki ilişki literatürde hem ülke bazında hem de ülke grupları bazında incelenmiştir. Literatürde konu ele alınırken büyüme dışında dış ticaret, enflasyon gibi makro değişkenler de kullanılmıştır. Gelecek çalışmalar için analize dâhil edilen değişkenlerin çeşitlenmesi, analiz yöntemlerinin genişletilmesi konunun güncelliği düşünüldüğünde çalışmalara katkı sunabilecektir.

Yöntem

Literatürde genç işsizlik ve ekonomik büyüme arasındaki ilişkiyi inceleyen birçok çalışmada geleneksel birim kök, eş bütünleşme ve nedensellik testlerinden yararlanılmıştır. Bu çalışmanın literatürden ayrılan temel yönü ise, analiz sürecinde son yıllarda geliştirilen ve hata terimlerinde normal dağılım varsayımının sağlanmadığı durumlarda daha etkin sonuçlar üretebilen RALS yaklaşımına (Im vd., 2014) dayalı ekonometrik yöntemlerin kullanılmasıdır. Çalışmada başlangıçta değişkenlere ilişkin genel özelliklerin belirlenebilmesi amacıyla tanımlayıcı istatistikler hesaplanmıştır. Sonrasında, değişkenlerin durağanlık düzeylerinin belirlenmesi amacıyla RALS-ADF birim kök testi uygulanmıştır. Aynı düzeyde durağan oldukları belirlenen değişkenler arasında uzun dönemli ilişkinin varlığını araştırmak amacıyla RALS-ADL eşbütünleşme testi uygulanmıştır. Değişkenlerin uzun dönem katsayılarının tahmin edilmesi amacıyla FMOLS, DOLS ve CCR tahmincileri kullanılmıştır. Analizin son aşamasında ise değişkenler arasındaki nedensellik ilişkisinin yönünü belirlemek amacıyla Granger nedensellik testi uygulanmıştır. Bu analiz sayesinde genç işsizlik ile ekonomik büyüme

arasındaki ilişkinin yalnızca varlığı değil, aynı zamanda ilişkinin yönü de değerlendirilmiştir. Çalışmanın analizinde genç işsizlik ile ekonomik büyüme arasındaki ilişkiyi güncel bir veri seti kullanarak RALS yaklaşımına dayalı birim kök ve eşbütünleşme testleriyle incelemesiyle ve uzun dönem katsayılarını FMOLS, DOLS ve CCR tahmincileriyle karşılaştırmalı olarak analiz edilmesiyle literatüre katkı sunması beklenmektedir. Bu yönüyle çalışma, hem kullanılan ekonometrik yöntemler hem de analiz dönemi bakımından mevcut literatüre özgün bir katkı sunmayı amaçlamaktadır.

Veri Seti

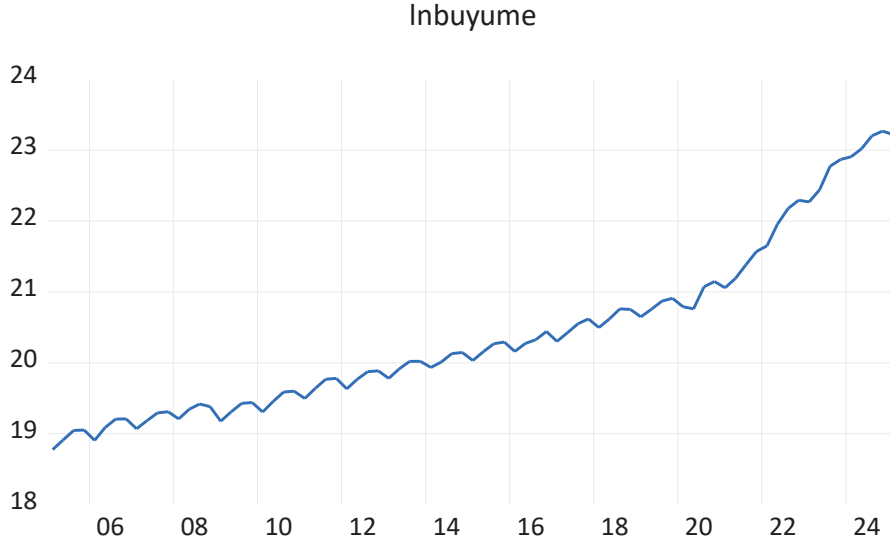
Bu çalışmanın temel amacı, 2005:Q1–2025:Q1 dönemi için Türkiye’de genç işsizlik oranının ekonomik büyüme üzerindeki etkilerini RALS yöntemleri aracılığıyla analiz etmektir. Bu doğrultuda araştırmada kullanılan model şu şekilde ifade edilmektedir:

$$LNBUYUME_t = \alpha_0 + \alpha_1 ISZ_t + \varepsilon_t \quad (1)$$

Burada α_0 sabit katsayıyı, ε_t ise hata terimini belirtmektedir.

Modelde ekonomik büyümeyi temsil eden değişken olarak gayrisafı yurt içi hasıla (harcama yöntemiyle cari fiyatlarla hesaplanan değerler) dikkate alınmıştır. Genç işsizlik göstergesi ise temel işgücü istatistiklerinden elde edilen işsizlik oranı ile temsil edilmektedir. Çalışmada kullanılan tüm veriler TÜİK (TÜİK, 2025) veri tabanından temin edilmiştir. Ekonomik büyüme değişkeni modele logaritmik formda dâhil edilmiştir.

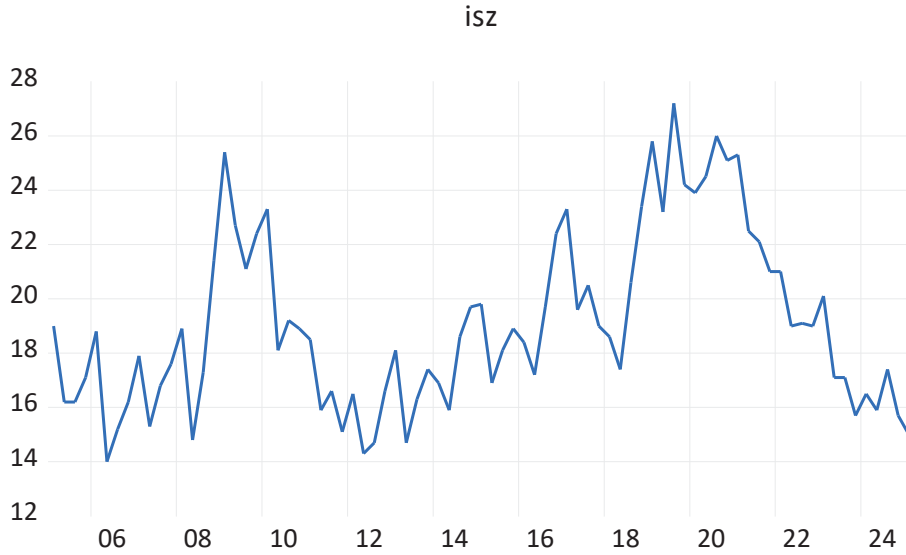
Model kapsamında kullanılan değişkenler, TRAMO/SEATS yöntemi aracılığıyla mevsimsel etkilerden arındırılmıştır. Bu yöntem, zaman serilerinde yer alan mevsimsel dalgalanmaları ve rastlantısal oynaklıkları ayrıştırarak daha tutarlı ve analiz edilebilir veri setleri elde edilmesini sağlamaktadır (Gómez ve Maravall, 1998). Böylece serilerin temel eğilimi ve dönemsel hareketleri daha açık biçimde gözlemlenebilir hâle gelmektedir. Özellikle ekonomik ve istatistiksel analizlerde yaygın olarak tercih edilen bu yaklaşım, sonuçların daha sağlıklı yorumlanmasına katkı sunar ve trend bileşeninin net biçimde ortaya konmasına imkân tanımaktadır (Maravall, 2006). Değişkenlere ilişkin grafikler ise Şekil 1 ve Şekil 2’de gösterilmektedir:



Şekil 1. Türkiye’de Ekonomik Büyüme (2005:Q1-2025:Q1)

Kaynak: TÜİK (2025) Verileri Yazar Tarafından Görselleştirilmiştir.

Şekil 1 incelendiğinde, 2005:Q1-2025:Q1 döneminde ekonomik büyüme serisinin genel olarak artan bir eğilim sergilediği görülmektedir. 2005-2019 yılları arasında büyüme daha ılımlı ve kademeli bir yükseliş gösterirken, 2020 sonrasında artış hızının belirgin şekilde ivmelendiği dikkat çekmektedir.



Şekil 2. Türkiye’de Genç İşsizlik Oranı (2005:Q1-2025:Q1)

Kaynak: TÜİK (2025) Verileri Yazar Tarafından Görselleştirilmiştir.

Şekil 2 incelendiğinde, 2005:Q1-2025:Q1 döneminde genç işsizlik oranının dalgalı bir seyir izlediği görülmektedir. Özellikle 2009 küresel kriz döneminde ve 2018 sonrasında

belirgin artışlar yaşandığı, 2019-2020 yıllarında ise serinin zirve seviyelere ulaştığı dikkat çekmektedir. 2021 sonrasındaki dönemde genç işsizlik oranında genel olarak düşüş eğilimi gözlenmekle birlikte, seri boyunca yüksek oynaklık dikkat çekmektedir.

Değişkenlere ilişkin tanımlayıcı istatistikler Tablo 1’de sunulmaktadır.

Tablo 1. Tanımlayıcı İstatistikler

	BÜYÜME	ISZ
Ortalama	1.70E+09	19.046
Medyan	5.59E+08	18.600
Std. Sapma	2.91E+09	3.224
Çarpıklık	2.559	0.656
Basıklık	8.618	2.550
Jarque-Bera	194.970	6.496
Olasılık	0.000	0.0388

Verilen tanımlayıcı istatistiklere göre, ekonomik büyüme değişkeninin ortalama değeri 1.70 milyar, medyan değeri ise 0.559 milyar olarak gözlemlenmektedir. Bu durum, büyüme verisinin dağılımında yüksek uç değerlerin bulunduğunu ve ortalamanın medyandan oldukça yüksek olduğunu göstermektedir. Standart sapma 2.91 milyar ile değişkenin oldukça dalgalı olduğunu ortaya koymaktadır. Çarpıklık katsayısı 2.559 ve basıklık katsayısı 8.618 değerleri, ekonomik büyüme serisinin pozitif yönde çarpık bir dağılıma sahip olduğunu işaret etmektedir. Jarque-Bera testi sonucu ise serinin normal dağılıma uymadığını göstermektedir. İşsizlik oranı için ortalama 19.05 ve medyan 18.60 olarak bulunmuştur; standart sapma 3.224 ile değişkenin daha az oynak olduğunu göstermektedir. Çarpıklık ve basıklık değerleri, işsizlik oranının hafifçe pozitif çarpık bir dağılım sergilediğini ortaya koymaktadır. Jarque-Bera testi işsizlik oranının da normal dağılımdan sapma gösterdiğini işaret etmektedir.

RALS-ADF Birim Kök Testi

ADF testinde artıkların durağanlığına ilişkin herhangi bir özel varsayım bulunmamaktadır. Bu nedenle artıkların durağan olup olmaması testin uygulanabilirliği

açısından bir engel teşkil etmez. Ancak literatürde, artıkların normal dağılmaması durumunda testlerin daha güçlü ve etkin hale gelebileceği vurgulanmaktadır (Lee vd., 2015).

Geleneksel ADF birim kök testi kapsamında dikkate alınan model şu şekildedir (Dickey ve Fuller, 1981):

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

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

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

Burada $\hat{w}_t$, artıkların yüksek dereceden momentlerini içeren bileşenler aracılığıyla tanımlanmaktadır. Bu vektör aşağıdaki şekilde ifade edilir:

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

olup, $\hat{K}$ ve $\hat{D}$ terimleri artıkların momentlerinden elde edilen parametrelerdir ve aşağıdaki şekilde tanımlanmaktadır:

$$\begin{aligned} \hat{K} &= \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T h(\hat{e}_t) \\ \hat{D} &= \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T h'(\hat{e}_t) \end{aligned}$$

Burada $h'(\hat{e}_t)$, $h(\hat{e}_t)$ fonksiyonunun türevini ifade etmektedir. Bu tanımlar kullanıldığında $\hat{w}_t$ vektörü aşağıdaki biçimi almaktadır:

$$\hat{w}_t = [\hat{e}_t^2 - m_2, \hat{e}_t^3 - m_3 - 3m_2 \hat{e}_t]' \quad (4)$$

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

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

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

Burada τ_{ADF} , standart ADF test istatistiğini; Z , standart normal dağılan bir rastgele değişkeni göstermektedir. ρ^2 , ADF ve RALS-ADF artıklarının korelasyon katsayısını ifade eder. Eğer $\rho^2 = 1$ ise, her iki testin sonuçları birbirine eşit olmaktadır. Bu nedenle, kritik değerlere ulaşabilmek için ADF ve RALS-ADF testlerinden elde edilen hata varyansları kullanılarak ρ^2 katsayısının hesaplanması gerekmektedir.

RALS-ADL Eşbütünleşme Testi

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

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

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

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

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

Bu denklemde $\delta_1 = 0$ seriler arasında eşbütünleşme ilişkisinin bulunmadığını ifade eden boş hipotezi temsil ederken, $\delta_1 < 0$ alternatif hipotez altında seriler arasında eşbütünleşme

ilişkisinin varlığını göstermektedir. Modelde yer alan $\hat{w}_{2t}$ ve $\hat{w}_{3t}$ terimleri, RALS yaklaşımı kapsamında hata terimlerinin yüksek dereceden momentlerini içeren bileşenlerdir. Bu terimler artıkların ikinci ve üçüncü momentlerinden türetilmekte olup aşağıdaki şekilde tanımlanmaktadır:

$$\begin{aligned}\hat{w}_{2t} &= \hat{e}_t^2 - m_2 \\ \hat{w}_{3t} &= \hat{e}_t^3 - m_3 - 3m_2\hat{e}_t\end{aligned}$$

Burada $\hat{e}_t$ ilgili regresyondan elde edilen artık terimini, $m_j = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T \hat{e}_t^j$ ($j = 2,3$) ise hata teriminin örnek momentlerini ifade etmektedir. Bu bileşenlerin modele eklenmesi sayesinde hata terimlerinin normal dağılmaması durumunda mevcut olan ek bilgi kullanılarak testin gücü artırılmaktadır.

Modelin tahmin edilmesinin ardından test istatistikleri aşağıdaki formül yardımıyla elde edilmektedir (Lee vd., 2015):

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

Burada τ_{ADL} , Denklem (6)'dan elde edilen test istatistiğini; $\rho = \text{corr}(\hat{v}_t, \hat{u}_t)$, hata terimleri arasındaki uzun dönem korelasyon katsayısını göstermektedir. Z ise ortalaması sıfır ve varyansı sabit olan rastgele bir değişkendir.

Granger Nedensellik Analizi

Granger nedensellik testi, Granger (1969) tarafından geliştirilmiş bir ekonometrik yöntem olup, bir değişkenin diğer bir değişkenin hareketlerini açıklama gücünü inceleyerek nedensellik ilişkilerini ortaya koymayı amaçlar. Bu yöntem, özellikle zaman serisi verilerinde, bir değişkenin (X) diğer bir değişkeni (Y) etkileyip etkilemediğini belirlemek için kullanılır. Anlamlı bir ilişki tespit edildiğinde, X değişkeninin Y üzerinde Granger nedenselliğine sahip olduğu veya Y değişkeninin X üzerinde Granger nedenselliğine sahip olduğu sonucuna ulaşılır. Böylece tek yönlü veya çift yönlü nedensellik ilişkileri belirlenebilir ve yorumlanabilir. Testin temel mantığı, geçmiş dönem değerlerinin (lag) bir değişkenin gelecekteki değerlerini açıklamada ne kadar katkı sağladığını incelemektir. Bu bağlamda, yöntem aşağıdaki iki denklem çerçevesinde uygulanır (Granger, 1969):

$$\begin{aligned}Y_t &= \sum_{i=1}^n \alpha_i X_{t-i} + \sum_{j=1}^n \beta_j Y_{t-j} + v_{1t} \\ X_t &= \sum_{i=1}^n \lambda_i X_{t-i} + \sum_{j=1}^n \delta_j Y_{t-j} + v_{2t}\end{aligned} \quad (9)$$

Burada Y_t ve X_t sırasıyla incelenen iki değişkeni, $\alpha_i, \beta_j, \lambda_i, \delta_j$ katsayıları gecikmeli etkileri, v_{1t} ve v_{2t} ise hata terimlerini temsil etmektedir.

Bulgular

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

Tablo 2. RALS-ADF Birim Kök Testi Sonuçları

		l	ρ^2	RALS-ADF
C	$LNBUYUME$	11	0.774	-1.93
	$\Delta LNBUYUME$	11	0.734	-6.951***
	ISZ	11	0.787	-1.048
	ΔISZ	11	0.734	-7.047***
$C + T$	$LNBUYUME$	8	0.217	-1.916
	$\Delta LNBUYUME$	7	0.23	-7.673***
	ISZ	8	0.216	-0.515
	ΔISZ	7	0.338	-6.041***

Not: ***, %1 anlamlılık düzeyini belirtmektedir. C sabitli modeli, C + T sabitli ve trendli modeli belirtmektedir. RALS-ADF birim kök testi için kullanılan kritik değerler Hansen (1995) çalışmasında bulunmaktadır. Sabitli modelde $\rho^2 = 0.7$ için kritik değerler sırasıyla %1, %5 ve %10 anlamlılık düzeylerinde -3.30, -2.72 ve -2.41’dir. $\rho^2 = 0.8$ durumunda ise kritik değerler sırasıyla -3.36, -2.75 ve -2.46 olarak belirlenmiştir. Sabitli ve trendli modelde $\rho^2 = 0.2$ için kritik değerler %1, %5 ve %10 anlamlılık düzeylerinde sırasıyla -3.19, -2.55 ve -2.20’dir. $\rho^2 = 0.3$ durumunda ise bu değerler sırasıyla -3.37, -2.73 ve -2.38 olarak hesaplanmıştır.

Test sonuçları gerek yalnızca sabitli gerekse sabit ve trend içeren modellerde, incelenen tüm serilerin seviyelerinde durağan olmadığını; ancak birinci farkları alındığında durağan hale geldiklerini ortaya koymaktadır. Bu durum, değişkenlerin zaman serisi analizlerinde kullanılabilmesi için gerekli olan durağanlık koşulunun fark alma yoluyla sağlandığını göstermektedir. Durağanlık koşulunun sağlanmasının ardından, seriler arasındaki uzun dönemli

ilişkiyi araştırmak amacıyla RALS-ADL eşbütünleşme testi uygulanmıştır. Bu analizden elde edilen sonuçlar Tablo 3’te sunulmuştur.

Tablo 3. RALS-ADL Eşbütünleşme Testi Sonuçları

	ρ^2	RALS-ADL
$BUYUME_t = f(ISZ_t)$	0.738	-7.529***

Not: *** sembolü, %1 anlamlılık düzeyini göstermektedir. RALS-ADL eşbütünleşme testine ait kritik değerler Lee vd. (2015) çalışmasında yer almaktadır. $\rho^2 = 0.7$ için kritik değerler %1, %5 ve %10 anlamlılık düzeylerinde sırasıyla -3.625, -3.020 ve -2.690’dır.

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

Tablo 4. Uzun Dönem Katsayı Tahmin Sonuçları

Bağımlı Değişken:					
$LNBUYUME$		Katsayı	Std. Sapma	t İst.	Olasılık
FMOLS	ISZ	-0.0503	0.076	-7.655***	0.000
	<i>Sabit Terim</i>	19.439	1.484	13.098***	0.000
DOLS	ISZ	-0.064	0.085	-6.753***	0.000
	<i>Sabit Terim</i>	19.156	1.663	11.513***	0.000
CCR	ISZ	-0.051	0.079	-7.650***	0.000
	<i>Sabit Terim</i>	19.409	1.543	12.571***	0.000

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

Tablo 4’te sunulan uzun dönem katsayı tahminleri incelendiğinde, işsizlik oranındaki bir birimlik artış FMOLS tahmincisine göre ekonomik büyümeyi yaklaşık %5, DOLS tahmincisine göre %6 ve CCR tahmincisine göre ise %5 oranında azaltmaktadır. Bu bulgu, genç işsizlik ile ekonomik büyüme arasında uzun dönemde negatif yönlü ve anlamlı bir ilişkinin varlığını desteklemektedir. Elde edilen sonuçlar teorik açıdan mevcut durumu yansıtır biçimde bulunmuştur. Genç işsizlikte yaşanacak artışlar sonucunda ekonominin dinamiğini oluşturan gençlerin becerileri etkilenmekte, çalışan nüfusun verimliliği azalmakta ve bu durum katma değer ve potansiyel üretim oranların düşmesine yol açmaktadır. Yaşanan olumsuzluklar sonucunda ekonomik büyüme azalmakta ve kayıt dışı başta olmak üzere birçok olumsuz sonuç ortaya çıkabilmektedir.

Değişkenler arasındaki nedensellik ilişkisinin belirlenmesi amacıyla uygulanan Granger nedensellik analizi sonuçları Tablo 5’te sunulmuştur:

Tablo 5. Granger Nedensellik Analizi Sonuçları

H_0	F İst.	Olasılık
$FISZ \rightarrow FLNBUYUME$	4.778**	0.011
$FLNBUYUME \rightarrow FISZ$	8.330***	0.001

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

Analiz sonuçları, işsizlik oranları ile ekonomik büyüme arasında çift yönlü bir nedensellik ilişkisi olduğunu göstermektedir. Bu bulgu, ekonomik büyümedeki değişimlerin işsizlik oranlarını etkilediği gibi, işsizlik oranlarındaki değişimlerin de ekonomik büyümeyi etkileyebileceğini ortaya koymaktadır. Genç işsizlik oranlarındaki artış sonrasında harcama oranlarında yaşanan azalma tüketimin azalmasına yol açmakta ve bu durum yatırım ile büyüme oranlarını etkilemektedir. Sürekli devam eden bir döngü şeklinde ilerleyen süreç sonucunda üretim azalmakta ve büyüme oranları düşmektedir.

Sonuç ve Değerlendirme

Genç işsizlikle büyüme arasındaki ilişkinin incelendiği çalışmada Türkiye için bir analiz yürütülmüştür. 2005Q1-2025Q1 dönemini kapsayan çalışmanın analizinde öncelikle ele alınan değişkenlerin tanımlayıcı istatistiklerine yer verilmiştir. Sonrasında değişkenlerin durağanlıklarının belirlenmesi için RALS-ADF birim kök testi yapılmıştır. Sonrasında aynı seviyede durağan olan değişkenler arasındaki uzun dönemli ilişkinin belirlenmesi için RALS-ADL eşbütünleşme testi yapılmıştır. Değişkenler arasında uzun dönemli bir ilişkinin olduğunun

belirlenmesi sonrasında FMOLS, DOLS ve CCR testleriyle bağımsız değişkenin bağımlı değişken üzerindeki etkisi ve katsayısı belirlenmiştir. Bu testler sonucunda ise genç işsizlik oranındaki bir birimlik artışın FMOLS tahmincisine göre ekonomik büyümeyi %0.05, DOLS tahmincisine göre %0.06 ve CCR tahmincisine göre ise %0.05 oranında azalttığı sonucuna ulaşılmıştır. Çalışmada son olarak değişkenler arasındaki ilişkinin yönünü belirlemek için Granger nedensellik testi yapılmış ve genç işsizlikle büyüme arasındaki ilişkinin varlığı belirlenmiştir.

Bu çalışmada elde edilen bulgular, genç işsizlik ile ekonomik büyüme arasındaki ilişkinin Türkiye özelinde uzun dönemli ve istatistiksel olarak anlamlı olduğunu ortaya koyarak literatüre önemli bir ampirik katkı sunmaktadır. Özellikle 2005Q1–2025Q1 dönemini kapsayan güncel veri seti üzerinden RALS-ADF ve RALS-ADL gibi görece yeni nesil ekonometrik yöntemlerin kullanılması konunun önemini artırmaktadır. FMOLS, DOLS ve CCR tahmincilerinin tutarlı sonuçlar üretmesi, genç işsizliğin büyüme üzerindeki negatif etkisinin teoriyle uygun bir sonuç göstermesi bulguların güvenilirliğini artırmaktadır. Ayrıca çalışmayla genç işsizlik yalnızca sosyal bir sorun olarak değil, makroekonomik performansı doğrudan etkileyen yapısal bir değişken olarak incelenmiştir. Çalışma bu yönüyle Türkiye örneği üzerinden, gelişmekte olan ülkeler literatürüne karşılaştırmalı analizler için önemli bir referans noktası oluşturmaktadır.

İşsizlik, ekonomide refah kaybı, üretim ve yatırım oranlarının azalması, büyüme oranları gibi birçok değişken üzerinde etkili olabilmektedir. Genç nüfusta gerçekleşen işsizlik, mevcut becerilerin kaybedilmesi, beşeri sermayenin zarar görmesine neden olabilmektedir. Genç işsizlik yurt dışına göçün artmasıyla da sonuçlanabilmektedir. Üretimde yaşanacak azalma ve yatırımların düşmesi ise ekonomik büyümenin azalmasına yol açabilmektedir. Ekonomide yaşanan işsizlik çalışan ve işverenler açısından vergi kayıplarının yaşanmasına, kayıt dışı istihdamın artmasına da sebep olabilmektedir. İşsiz sayısındaki artış devlet yardımlarının artmasına neden olarak devlet harcamalarının artmasını sağlayabilmektedir. Tüm bu olumsuzluklar talep ve harcamaları azaltarak büyüme oranların düşmesine yol açmaktadır. Genç işsizlik ekonomik göstergeler üzerinde de etkili olan bir olgudur. Bu sorunun çözümünde ekonomide yapısal reformların uygulanması, yeni iş alanlarının hem devlet hem de özel sektör aracılığıyla sağlanması gerekmektedir (Erdayı, 2009; Gündoğan, 1999). Bu çalışmanın ele alınış biçimi, zaman aralığı ve analiz yöntemiyle literatüre katkı sunması beklenmektedir. Bundan sonraki çalışmalarda seçilecek değişkenlerin artırılması, ülke gruplarıyla konunun incelenmesi ve zaman aralığının farklılaştırılmasıyla genç işsizlik olgusuna birçok disiplin tarafından yeni yaklaşımlar ve öneriler getirilebilecektir.

Kaynakça

- Abdioğlu, Z. ve Albayrak, N. (2018). Genç işsizlik, eğitim ve ekonomik büyüme. *Global Journal of Economics and Business Studies*, 7(13), 8-20. <https://dergipark.org.tr/en/download/article-file/511343>
- Aktop, V. S. (2024). Genç istihdamı, dış ticaret ve ekonomik büyüme: Todo-Yamamoto nedensellik analizi. *Erzurum Teknik Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü Dergisi*, (18), 78-93. <https://doi.org10.29157/etusbed.1307096>
- Alpağut, S. (2021). Terör, ekonomik büyüme ve genç işsizlik arasındaki ilişki: Panel VAR analizi. *Atatürk Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Dergisi*, 35(2), 697-719. <https://doi.org/10.16951/atauniiibd.841210>
- Bayrakdar, S. ve İncekara, A. (2013). Türkiye'nin genç işsizlik profili. *Çalışma İlişkileri Dergisi*, 4(1), 15-38. <https://izlik.org/JA37DE23UA>
- Çınar, F. (2024). Türkiye'de genç işsizlik sorunu. *Sosyal, İktisadi, Beşeri Ve Yönetim Alanları Perspektifinden Sorunlara Bakış*, Editör: Dr. Ömer Faruk Aslan, Efe Akademi Yayınları, 1. Basım, 117-136. <https://doi.org/10.59617/efepub2024204>
- Çondur, F.ve Bölükbaş, M. (2014). Türkiye'de işgücü piyasası ve genç işsizlik-büyüme ilişkisi üzerine bir inceleme. *Amme İdaresi Dergisi*, 47(2). 77-93. <https://ammeidaresi.hacibayram.edu.tr/hbv/247717020>
- Dickey, D. A., & Fuller, W. A. (1981). Likelihood ratio statistics for autoregressive time series with a unit root. *Econometrica: journal of the Econometric Society*, 1057-1072. https://www.jstor.org/stable/pdf/1912517?casa_token=Hj92Fj9BYvkAAAAA:1EtRsVlqi4PT6K_F60vF0_qQ92S71PGrdZHOIkjnlxToG1TIDLjNSKolQXgKhUyF8yFE2u1tSi9IrcvD4VoAmnnGcatbVsJzvPw1FsgrKJWk4hYbrj
- Dilber, İ. ve Börekci, E. (2019). Türkiye'de genç işsizlik-büyüme ilişkisi üzerine bir ekonometrik analiz. *Hakem Kurulu/Arbitration Committee*, Yeni Ekonomik Trendler ve İş Fırsatları Konferansı, 155-161. https://www.researchgate.net/profile/Ecem-Boerekci-Dilsizler/publication/365070441_Turkiye'de_Genc_Issizlik-Buyume_Iliskisi_Uzerine_Bir_Ekonometrik_Analiz/links/636444af2f4bca7fd02d890c/Tuerkiyede-Genc-Issizlik-Bueyueme-Iliskisi-Uezerine-Bir-Ekonometrik-Analiz.pdf
- Ehinomen, C. and Afolabi, B. (2015). Rising youth unemployment and its social economic implications for the growth and development of the nigerian economy. *SSRN* 2549284. <https://doi.org/10.2139/ssrn.2549284>
- Erdayı, A. U. (2009). Dünyada genç işsizliği sorununun çözümüne yönelik ulusal politikalar ve Türkiye. *Çalışma ve Toplum*, 3(22), 133-162. <https://izlik.org/JA37AF98DT>

- Fung, Y. V. and Nga, J. L. (2022). An investigation of economic growth, youth unemployment and inflation in ASEAN countries. *International Journal of Academic Research in Business and Social Sciences*, 12(1), 1731-1755. <http://dx.doi.org/10.6007/IJARBS/v12-i1/12023>
- Gómez, V. and Maravall, A. (1998). *Seasonal adjustment and signal extraction in economic time series*. Bank of Spain Working Paper, No. 9809. <https://www.bde.es/f/webbde/SES/Secciones/Publicaciones/PublicacionesSeriadas/DocumentosTrabajo/98/Fic/dt9809e.pdf>
- Granger, C.W.J. (1969). Investigating causal relations by econometric models and cross-spectral methods. *Econometrica*, 37(3), 424-438. <https://doi.org/10.2307/1912791>
- Gündoğan, N. (1999). Genç işsizliği ve Avrupa Birliğine üye ülkelerde uygulanan genç istihdam politikaları. *Ankara Üniversitesi SBF Dergisi*, 54(01). <https://dergipark.org.tr/en/download/article-file/36293>
- Hansen, B. (1995). Rethinking the univariate approach to unit root testing: Using covariates to increase power. *Econometric Theory*, 11(5), 1148-1171. <https://doi.org/10.1017/S0266466600009993>
- ILO (2014). Global employment trends 2014: Risk of a jobless recovery, *International Labour Office*, Geneva, 2014. https://www.ilo.org/sites/default/files/wcmsp5/groups/public/@dgreports/@dcomm/@publ/documents/publication/wcms_233953.pdf
- ILO (2024). <https://www.ilo.org/resource/article/youth-centre-employment-policies> (Erişim Tarihi: 01.07.2026)
- Im, K. S., Lee, J. & Tieslau, M. A. (2014). More powerful unit root tests with non-normal errors. R. Sickles ve W. Horrace (Eds.), *Festschrift in Honor of Peter Schmidt* (1-31). Springer. https://doi.org/10.1007/978-1-4899-8008-3_10
- Karakuş, M. ve Özen Atabey, A. (2021). Genç işsizlik, ihracat ve büyüme arasındaki ilişki: Türkiye için ampirik bir analiz. *Alanya Akademik Bakış*, 5(2), 865-882. <https://doi.org/10.29023/alanyaakademik.889070>
- Khalid, W., Akalpler, E., Khan, S. and Shah, N. H. (2021). The relationship between unemployment and economic growth in South Africa: VAR analysis. *Forman Journal of Economic Studies*, 17(1), 1-32. <https://doi.org/10.32368/FJES.20211701>
- Kristek, I. and Drvenkar, N. (2025). Youth unemployment and economic growth in the EU: A panel data analysis. *DIEM: Dubrovnik International Economic Meeting*, 10(1), 62-71. <https://doi.org/10.17818/DIEM/2025/1.6>

- Lee, H., Lee, J. and Im, K. (2015). More powerful cointegration tests with non-normal errors. *Studies In Nonlinear Dynamics & Econometrics*, 19(4), 397-413. <https://doi.org/10.1515/snde-2013-0060>
- Maravall, A. (2006). An application of the TRAMO-SEATS automatic procedure; Direct versus indirect adjustment. *Computational Statistics & Data Analysis*, 50(9), 2167-2190. <https://doi.org/10.1016/j.csda.2005.07.006>
- Núñez, I., and Livanos, I. (2010). Higher education and unemployment in Europe: an analysis of the academic subject and national effects. *Higher Education*, 59(4), 475-487. <https://doi.org/1007/s10734-009-9260-7>
- Pratama, R. A., and Purmiati, A. (2020). Increasing number of young unemployment due to inflation, education, and economic growth. *Opcion*, 36(91), 296-308. <https://produccioncientificaluz.org/index.php/opcion/article/view/31850>
- Sayın, F. (2011). Türkiye’de 1988-2010 döneminde eğitim ve büyümenin genç işsizliğine etkisinin analizi. *Dokuz Eylül Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü Dergisi*, 13(4), 33-53. <https://izlik.org/JA95EW58MZ>
- Serifat, O. A. (2020). Effects of youth unemployment and its consequences on economic growth in Nigeria. *NIU Journal of Humanities*, 5(3), 33-40. <https://www.niujournals.ac.ug/ojs/index.php/niuhum/article/view/1003>
- Soylu, Ö. B. ve Aydın, B. N. (2020). Genç işsizliğin gelişimi, belirleyicileri ve iktisadi politikalar: Avrupa Birliği-Türkiye karşılaştırılması. *EKEV Akademi Dergisi*, (82), 339-360. <https://izlik.org/JA84NP94EW>
- Taş, H. Y., Küçükoğlu, M. ve Demirdöğmez, M. (2018). Türkiye’de genç işsizliği sorunu ve alternatif çözüm önerileri. *Hak İş Uluslararası Emek ve Toplum Dergisi*, 7(18), 279-294. <https://doi.org/10.31199/hakisderg.453873>
- TÜİK, 2025. <https://veriportali.tuik.gov.tr/tr/statistical-themes> (Erişim Tarihi: 15.08.2025)

BÖLÜM 3

YENİLENEBİLİR ENERJİ TÜKETİMİ İLE ÇEVRESEL KİRLİLİK ARASINDAKİ İLİŞKİNİN ASİMETRİK ANALİZİ: ÇİN ÖRNEĞİ

Servet KAPÇAK¹, Muhamed Sabri DOĞAN²

¹ Dr., Bağımsız araştırmacı, İktisat, 0000-0003-0397-9704

² Dr., Bağımsız araştırmacı, İktisat, 0000-0002-7303-6915

Giriş

İklim değişikliği, çevresel bozulma ve doğal kaynakların aşırı tüketimi günümüzde çevre sorunlarının daha görünür hale gelmesine neden olmaktadır. Bu sorunlar özellikle gelişmekte olan ülkelerde daha belirgin şekilde hissedilmektedir (Lee vd., 2023; Wang vd., 2020; Huang vd., 2022). Çevresel baskıların giderek artması, gelişmekte olan ülkelere ekonomik büyüme ile çevresel sürdürülebilirliği birlikte yürütme sorumluluğu yüklemektedir (Begüm vd., 2020; Raihan vd., 2023).

Çin, çevre sorunlarıyla mücadelede öne çıkan ülkelerden biri olmasının yanı sıra, dışa açılma politikalarının etkisiyle son kırk yılda dikkat çekici bir ekonomik büyüme performansı sergilemiştir. Ülke ekonomisi yıllık ortalama %9,8 oranında büyüyerek dünya ortalamasının oldukça üzerinde bir gelişme göstermiş ve dünyanın en büyük ekonomileri arasına girmiştir. Ancak ekonomik büyümenin hızlanmasıyla birlikte fosil yakıt tüketiminde de önemli artışlar yaşanmıştır (Zhao & Luo, 2017). Nitekim Çin'in toplam enerji tüketimi 1978-2021 döneminde yaklaşık 9,5 kat artmış, buna paralel olarak karbon emisyonları da ciddi düzeyde yükselmiştir. Karbon emisyonlarındaki bu artış yalnızca çevresel sorunları derinleştirmemiş, aynı zamanda ülkenin sürdürülebilir kalkınma hedefleri açısından da önemli bir risk unsuru haline gelmiştir.

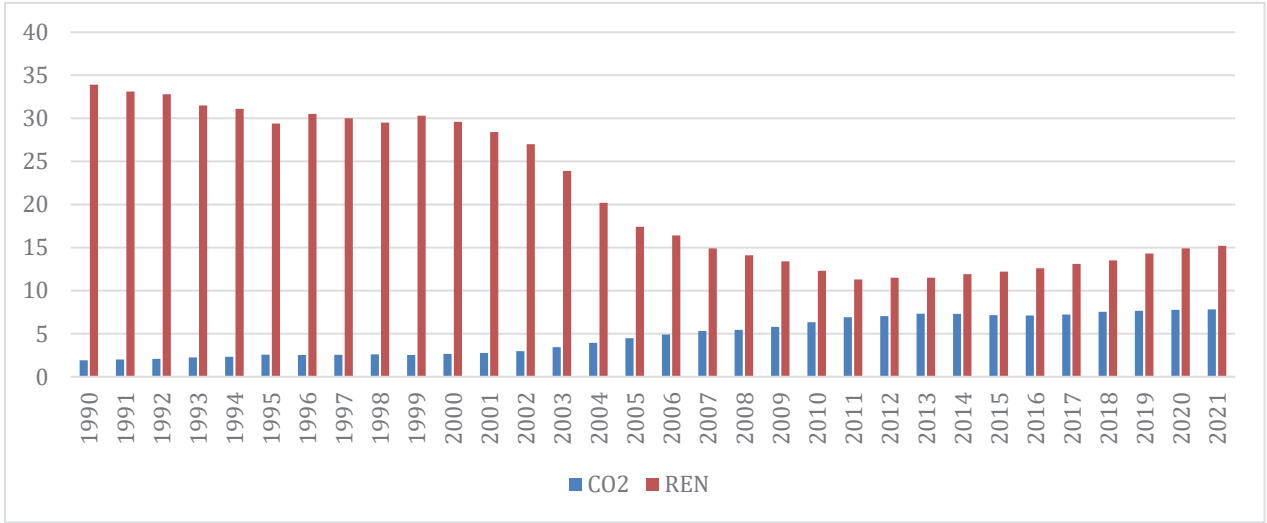
Bu nedenle son yıllarda enerji politikalarında yenilenebilir kaynaklara yönelik yatırımların ön plana çıktığı görülmektedir. Enerji talebinin sürekli artması ve enerji tasarrufu politikalarının karşılaştığı çeşitli kısıtlar, Çin'i temiz enerji kaynaklarını daha etkin kullanmaya yöneltmektedir. Temiz enerjiye geçiş, bir yandan artan enerji ihtiyacının karşılanmasına katkı sağlarken diğer yandan çevresel bozulmanın sınırlandırılmasına yardımcı olmaktadır (Wu vd., 2023; Zhao vd., 2020). Bu doğrultuda Çin, yenilenebilir enerji teknolojilerinin geliştirilmesi ve kullanımının yaygınlaştırılmasına yönelik önemli adımlar atmaktadır. Temiz enerji kullanımı; sera gazı emisyonlarını azaltması, fosil yakıtlara olan bağımlılığı sınırlandırması ve iklim değişikliğinin olumsuz etkilerini hafifletmesi bakımından önemli avantajlar sunmaktadır. Nitekim son yıllarda Çin'in yenilenebilir enerji alanında kayda değer ilerlemeler kaydettiği görülmektedir (Lin & Moubarak, 2014 s. 112-113).

Yenilenebilir enerjinin çevresel sürdürülebilirliğe sağladığı katkılar yaygın biçimde kabul edilmekle birlikte, Çin'de yenilenebilir enerji tüketiminin karbon emisyonları üzerindeki etkilerinin kısa ve uzun dönemde nasıl şekillendiğine ilişkin ampirik bulgular henüz tam olarak netlik kazanmamıştır. Özellikle söz konusu ilişkinin asimetric özellikler taşıyıp taşımadığı konusunda literatürde sınırlı sayıda çalışma bulunmaktadır. Bu durum, konunun farklı

yöntemlerle yeniden ele alınmasını gerekli kılmaktadır. Dünyanın en büyük gelişmekte olan ekonomilerinden biri olan Çin, 1970'li yılların sonlarından itibaren uyguladığı reformlarla sanayileşme ve ekonomik büyüme alanında önemli başarılar elde etmiştir (Lee vd., 2023; Lee & Lee, 2024). Bununla birlikte, fosil yakıtlara dayalı büyüme sürecinin ortaya çıkardığı çevresel maliyetler, ülkeyi yenilenebilir enerji teknolojilerine ve araştırma-geliştirme faaliyetlerine daha fazla yatırım yapmaya yöneltmiştir (Chen vd., 2023). Enerji kaynaklı karbon emisyonları artmaya devam etse de Çin hükümeti, 2030 yılına kadar karbon yoğunluğunu %65 oranında azaltmayı hedeflemekte ve bu doğrultuda güneş, hidroelektrik ve rüzgâr enerjisi yatırımlarına öncelik vermektedir (Raihan & Bari, 2024). Benzer şekilde, dünyanın birçok ülkesinde sera gazı emisyonlarının azaltılmasına yönelik düzenlemeler ve çevre politikaları giderek yaygınlaşmaktadır (Ahmad vd., 2024; Lai & Qunwei, 2024).

Temiz enerji kaynakları, sera gazı emisyonlarını azaltma ve çevresel bozulmayı hafifletme potansiyelleri nedeniyle, küresel ölçekte kritik öneme sahip temiz enerji bileşenleridir (Cherni & Jouini, 2017). Çin, maruz kaldığı artan çevresel baskılar ve belirlediği iklim hedefleri doğrultusunda, başta güneş ve rüzgâr enerjisi olmak üzere temiz enerji kaynaklarına yatırımı hızlandırmıştır (Li & Haneklaus, 2021). Çin hükümeti, bu alanlarda yatırımları artırmak amacıyla çeşitli teşvik mekanizmaları uygulamaktadır. Yenilenebilir enerji sektöründe istihdamı destekleyerek sosyo-ekonomik riskleri azaltmayı ve uzun vadeli sürdürülebilir kalkınma güçlendirmeyi hedeflemektedir (Xu vd., 2024).

Şekil 1, 1990-2021 döneminde Çin'de toplam enerji tüketimi içerisinde yenilenebilir enerjinin payındaki uzun dönemli dönüşümü sergilemektedir. 1990'lı yılların başında bu payın görece yüksek düzeylerde seyrettiği, ancak hızlı sanayileşme ve fosil yakıt temelli enerji talebindeki artışa paralel olarak 2000'li yılların ortalarına kadar belirgin bir gerileme eğilimi izlediği görülmektedir. 2010 sonrası dönemde ise enerji politikalarında yaşanan yapısal dönüşüm, çevresel sürdürülebilirlik hedefleri ve stratejik yatırımlarla birlikte bu oranın yeniden yükseliş eğilimine girdiği gözlenmektedir. Bu seyir, Çin'in düşük karbonlu büyüme stratejileri doğrultusunda yenilenebilir enerjiye verdiği önemin giderek arttığını ve enerji matrisinde kademeli bir dönüşüm sürecine girildiğini teyit etmektedir. Bahse konu olan bu gelişme, Çin'in enerji arz güvenliği ile çevresel kaygıları eş zamanlı olarak ele alan politika yaklaşımının güçlendiğine işaret etmektedir. Ayrıca söz konusu yönelim, yenilenebilir enerji kaynaklarının uzun vadede enerji bileşimindeki ağırlığının artarak karbon yoğunluğunun azaltılmasına kritik bir katkı sağlayabileceğini kanıtlar niteliktedir.

Şekil 1: Çin’de toplam enerji içindeki yenilenebilir enerji tüketiminin payı (%)**Kaynak:** Dünya Bankası

Yenilenebilir enerji tüketiminin çevre kirliliğini dizginlemedeki rolü, enerji-çevre literatürünün temel taşlarından biri olmasına rağmen henüz tam anlamıyla açıklığa kavuşturulamamıştır. Böylece bir araştırma alanı olmayı sürdürmektedir. Bu belirsizlikten hareketle kurgulanan bu çalışma, yenilenebilir enerji tüketiminin karbon emisyonları üzerindeki etkilerinin, kısa ve uzun dönemde asimetrik bir yapı sergileyip sergilemediğini ampirik olarak ortaya koymayı amaçlamaktadır. Bu kapsamda, 1990-2021 dönemine ait veriler ışığında Çin örneği; yenilenebilir enerji tüketimi ile karbon emisyonları arasındaki ilişki bağlamında, doğrusal olmayan otoregresif dağıtılmış gecikme (NARDL) yaklaşımı çerçevesinde analiz edilmektedir. Çalışma, söz konusu değişkenler arasındaki dinamik etkileşimi deşifre etmeyi ve elde edilen bulgular aracılığıyla düşük karbonlu kalkınma politikalarına katkı sunmayı hedeflemektedir.

Enerji tüketimi ile çevresel göstergeler arasındaki etkileşim, ekonomik ve yapısal dinamiklere bağlı olarak çoğu zaman doğrusal olmayan bir karakter sergilemektedir. Özellikle enerji altyapılarının yüksek sabit maliyetli olması, teknolojik dönüşümlerin zaman alması ve enerji yatırımlarının büyük ölçüde geri döndürülemez niteliği; enerji tüketimindeki artış ve azalışların çevresel sonuçlarının farklı büyüklüklerde tezahür etmesine neden olabilmektedir. Bu bağlamda, yenilenebilir enerji tüketimindeki artışlar; temiz enerjiye yönelim, teknolojik öğrenme ve ölçek ekonomileri kanalıyla karbon emisyonlarını azaltıcı kalıcı etkiler yaratabilirken; tüketimdeki olası azalışların çevresel etkileri aynı hız ve ölçekte gerçekleşmeyebilir. Benzer şekilde, ekonomik büyüme ve kentleşme süreçlerindeki pozitif ve negatif şokların; üretim yapısı ve tüketim kalıpları üzerinden çevre kirliliği üzerinde farklı

etkiler yaratması, ilişkilerin asimetrik bir düzlemde incelenmesini zorunlu kılmaktadır. Bu gerekçelerle çalışmada; yenilenebilir enerji tüketimi, ekonomik büyüme ve kentleşme değişkenlerinin emisyonlar üzerindeki etkisi NARDL yöntemiyle derinlemesine incelenmiştir.

Çalışma dört bölümden oluşmaktadır. Giriş kısmında, Çin ekonomisinin yapısal özellikleri ekseninde çevresel sürdürülebilirliğe dair teorik çerçeve ele alınmaktadır. Birinci bölümde, konuya ilişkin ulusal ve uluslararası literatür sistematik bir biçimde incelenmektedir. İkinci bölümde, veri seti tanıtilarak kurulan ekonometrik model ve uygulanan yöntemler ayrıntılı olarak sunulmaktadır. Üçüncü bölümde, ampirik analiz sonuçları raporlanarak tartışılmaktadır. Son bölümde ise elde edilen temel sonuçlar özetlenmekte ve politika yapıcılara yönelik stratejik öneriler geliştirilmektedir.

1. Literatür Taraması

Dünyanın en büyük ikinci ekonomisi ve en yüksek karbon emisyonuna sahip ülkesi olan Çin özelinde ampirik literatür; yenilenebilir enerji tüketiminin karbon emisyonlarını dizginleyerek çevresel sürdürülebilirliği desteklediğini, buna karşılık ekonomik büyüme ve kentleşme olgusundaki artışların çevresel bozulmayı tetiklediğini ortaya koymaktadır. Ayrıca, mevcut bulgulardaki varyasyonların temelde yöntemsel yaklaşımlardan ve yapısal heterojenlikten kaynaklandığını göstermektedir. Bu bağlamda Tablo 1; yenilenebilir enerji, ekonomik büyüme ve kentleşme değişkenlerinin karbon emisyonları üzerindeki etkilerine dair ampirik kanıtları sistematik bir biçimde tasnif ederek, çalışmanın teorik çerçevesini tahkim etmektedir. Nitekim Adebayo vd. (2023), Wang vd. (2020), Kapçak (2023), Lacheheb vd. (2015), Liu vd. (2024), Rahman & Alam (2021), Younis vd. (2021), Lianbiao vd. (2022), Anwar vd. (2022), Grodzicki vd. (2022), Nathaniel vd. (2020), İzgi (2023), Eryer vd. (2024), Saqib (2022) ile Raihan & Bari (2024) tarafından elde edilen bulgular, mevcut çalışmanın sonuçlarıyla büyük ölçüde paralellik göstermektedir.

Table 1: Literatür özeti

Author	Region	Period	GDP-CO ₂	REN-CO ₂	URBAN-CO ₂
Adebayo vd., (2023)	BRICS	1990-2019	(+)	(-)	-
Wang vd., (2020)	N-11	1990-2017	(+)	(-)	-
Kapçak (2023)	Türkiye	1965-2018	(+)	(-)	-
Lacheheb vd., (2015)	Cezayir	1971-2009	(+)	(-)	-
Lee vd., (2023)	Çin 30 eyalet	2000-2009	-	(-)	-
Kartal & Pata (2023)	Çin	1990/Q12020/Q4	-	(-)	-
Ahmad vd., (2019)	Çin	1971-2014	(-)	-	(+)
Liu vd., (2024)	Çin	2000-2020	(+)	-	(+)
Rahman & Alam (2021)	Bangladeş	1973-2014	(+)	(-)	(+)
Younis vd., (2021)	BRICS	1993-2018	-	(-)	(+)
Lianbiao vd., (2022)	20 ülke	1980-2017	(+)	(+)	(+)
Anwar vd.(2022)	15 Asya ülkesi	1990-2014	(+)	(-)	(+)
Grodzicki vd., (2022)	Avrupa	1995-2018	-	(-)	(+)
Nathaniel vd., (2020)	MENA ülkeleri	1990-2016	(+)	(-)	(+)
İzgi (2023)	Türkiye	1990-2014	(+)	-	-
Eryer vd., (2020)	Türkiye	1980-2019	(+)	-	-
Saqib (2022)	13 Asya ülkesi	1995-2020	(+)	(-)	-
Raihan & Bari (2024)	Çin	1965-2022	(+)	(-)	-

2. Veri Seti ve Ekonometrik Model

Bu çalışma, 1990-2021 döneminde Çin ekonomisinde yenilenebilir enerji kullanımı ile çevre kirliliği (CO₂ emisyonları) arasındaki ilişkiyi, doğrusal olmayan otoregresif dağıtılmış gecikme (NARDL) yaklaşımı çerçevesinde incelemektedir. Analizde karbon emisyonları bağımlı değişken olarak ele alınırken, yenilenebilir enerji kullanımı temel açıklayıcı değişken olarak modele dâhil edilmiştir. Yenilenebilir enerji tüketiminin çevre kirliliği üzerindeki etkisini daha hassas bir biçimde izole edebilmek amacıyla; üretim hacmi ile enerji talebini doğrudan etkileyen ekonomik büyüme ve sanayileşme/ulaşım kanallarıyla çevresel baskıları artıran

kentleşme düzeyi, modele kontrol değişkenleri olarak eklenmiştir. Literatürle uyumlu olan bu değişkenlerin analize dâhil edilmesi, yenilenebilir enerji tüketiminin emisyonlar üzerindeki net etkisinin daha güvenilir biçimde tahmin edilmesine olanak tanımaktadır. Çalışmanın kapsamı, Dünya Bankası veri tabanındaki güncel verilerin erişilebilirliği doğrultusunda 1990-2021 yılları ile sınırlandırılmıştır. Ampirik analiz sürecinde; serilerdeki varyansı stabilize etmek, olası üstel eğilimleri doğrusallaştırmak ve elde edilen katsayıların esneklik olarak yorumlanabilmesini sağlamak amacıyla tüm değişkenler doğal logaritmik forma dönüştürülmüştür. Bu dönüşüm, değişkenlerin birimden bağımsız hâle gelmesini sağlayarak değişkenler arasındaki yüzde değişim ilişkisinin daha sağlıklı yansıtılmasına katkı sunmaktadır. Bu doğrultuda, çalışmada kullanılan temel tahmin denklemi Model 1’de sunulmaktadır:

$$\ln CO2_t = \beta_0 + \beta_1 \ln REN_t + \beta_2 \ln GDP_t + \beta_3 \ln URBAN_t + \varepsilon_t \quad 1$$

Yukarıda sunulan eşitlik 1’de çevre kirliliği, kişi başına metrik ton cinsinden karbon emisyonları (CO₂) ile temsil edilirken; yenilenebilir enerji kullanımı, toplam enerji tüketimi içindeki payı (%) ifade eden REN değişkeni ile ölçülmektedir. Ekonomik büyüme, 2015 yılı sabit ABD doları cinsinden kişi başına düşen gelir (GDP) ile; kentleşme düzeyi ise toplam nüfus içindeki kent nüfusunun payını gösteren URBAN değişkeni ile temsil edilmektedir. Modele dâhil edilen tüm değişkenler Dünya Bankası veri tabanından temin edilmiştir. Bununla birlikte, ln ifadesi doğal logaritmayı, β_0 sabit terimi, β_1 , β_2 ve β_3 ilgili değişkenlerin katsayılarını, t alt simgesi zaman boyutunu ve ε_t ise hata terimini ifade etmektedir.

2.1.Nonlinear ARDL Yaklaşımı

Doğrusal olmayan otoregresif dağıtılmış gecikme modeli (NARDL), Shin vd. (2014) tarafından geliştirilen ve ekonomik zaman serilerinin analizinde kullanılan gelişmiş bir ekonometrik yaklaşımdır. NARDL modeli, Pesaran vd. (2001) tarafından ortaya konulan ARDL yaklaşımının, doğrusal olmayan ve asimetric etkileri dikkate alan genişletilmiş bir versiyonu niteliğindedir. Bu yöntem, bir bağımlı değişken ile bir veya daha fazla bağımsız değişken arasındaki uzun dönemli ilişkiyi tahmin ederken, değişkenlerde meydana gelen pozitif ve negatif şokların farklı etkiler yaratabileceğini açık biçimde modele dâhil edebilmekte ve böylece kısa ve uzun dönem dinamiklerini eş zamanlı olarak analiz etme imkânı sunmaktadır. Özellikle karmaşık makroekonomik olguların ve politika değişkenlerinin etkilerini ayrıntılı biçimde inceleme kapasitesi sayesinde NARDL yaklaşımı, iktisat literatüründe giderek daha fazla tercih edilen bir yöntem haline gelmiştir. Çevresel, finansal ve büyüme odaklı çalışmalarda hem akademisyenler hem de politika yapımcılar için önemli metodolojik avantajlar

sağlamaktadır (Qamruzzaman, 2023; Çıtak vd., 2020; Khan vd., 2023; Yang vd., 2021; Ahmad vd., 2018; Şeker, 2023).

Geleneksel ARDL modeli, Shin vd. (2014) tarafından geliştirilerek literatüre doğrusal olmayan otoregresif dağıtılmış gecikme (NARDL) modeli kazandırılmıştır. NARDL yaklaşımının temel özelliği, açıklayıcı değişkenleri pozitif ve negatif bileşenlerine ayrıştırarak bu bileşenlerin bağımlı değişken üzerindeki etkilerini ayrı ayrı incelemesine olanak tanımasıdır. Bu sayede model, pozitif ve negatif şokların bağımlı değişken üzerindeki asimetric etkilerinin büyüklüğünü ve yönünü karşılaştırmalı biçimde ortaya koyabilmektedir. NARDL yaklaşımı, geleneksel ARDL modelinde olduğu gibi, değişkenlerin aynı veya farklı mertebelerde durağan olmaları durumunda regresyon ve eşbütünleşme analizine imkân sağlamaktadır. Ancak bu yöntemin uygulanabilmesi için bağımlı değişkenin birinci farkta durağan I(1) olması zorunludur. Açıklayıcı değişkenler ise düzeyde I(0) ya da birinci farkta I(1) durağan olabilmektedir. Dolayısıyla tüm değişkenlerin aynı mertebeden durağan olması durumunda hem ARDL hem de NARDL yaklaşımlarının uygulanması mümkündür. Bununla birlikte, modelin geçerliliği açısından değişkenlerin hiçbirinin ikinci farkta durağan I(2) olmaması temel bir ön koşul olarak kabul edilmektedir (Şeker, 2023, s. 182-183; Shin vd., 2014). Bu çerçevede, çalışmada kullanılan NARDL modeli aşağıda sunulmaktadır.

$$\begin{aligned} \Delta \ln CO2_t = & \beta_0 + \sum_{j=1}^{p-1} \beta_{1j} \Delta \ln CO2_{t-j} + \sum_{i=0}^{q-1} \beta_{2i}^+ \Delta \ln REN_{t-i}^+ + \sum_{i=0}^{q-1} \beta_{3i}^- \Delta \ln REN_{t-i}^- \\ & + \sum_{i=0}^{q-1} \beta_{4i}^+ \Delta \ln GDP_{t-i}^+ + \sum_{i=0}^{q-1} \beta_{5i}^- \Delta \ln GDP_{t-i}^- + \sum_{i=0}^{q-1} \beta_{6i}^+ \Delta \ln URBAN_{t-i}^+ \\ & + \sum_{i=0}^{q-1} \beta_{7i}^- \Delta \ln URBAN_{t-i}^- + \beta_1 \ln CO2_{t-1} + \beta_2^+ \ln REN_{t-1}^+ + \beta_3^- \ln REN_{t-1}^- \\ & + \beta_4^+ \ln GDP_{t-1}^+ + \beta_5^- \ln GDP_{t-1}^- + \beta_6^+ \ln URBAN_{t-1}^+ + \beta_7^- \ln URBAN_{t-1}^- \\ & + \varepsilon_t \end{aligned}$$

2

Denklem (2), doğrusal olmayan otoregresif dağıtılmış gecikme (NARDL) yaklaşımı çerçevesinde kurulan kısa ve uzun dönem dinamiklerini göstermektedir. Denklemde yer alan β_{ij} katsayıları, açıklayıcı değişkenlerin bağımlı değişken üzerindeki kısa ve uzun dönemli etkilerini yansıtmaktadır. Modelde kullanılan p ve q gecikme uzunlukları, bağımlı ve bağımsız değişkenler için en uygun gecikmeler olup Akaike Bilgi Kriteri (AIC) esas alınarak belirlenmiştir. NARDL yaklaşımı doğrultusunda, açıklayıcı değişkenlerde meydana gelen şoklar pozitif ve negatif bileşenlerine ayrıştırılarak asimetric etkiler analiz edilmektedir. Bu kapsamda, kısa ve uzun dönemde pozitif ve negatif şokların bağımlı değişken

üzerindeki etkilerinin simetrik olup olmadığı, katsayıların eşitliği varsayımı ($H_0: \sum \beta^+ = \sum \beta^-$) kısa dönem; ($H_0: \beta^+ = \beta^-$ uzun dönem) altında Wald testi ile sınanmaktadır. Wald test istatistiklerinin anlamlı bulunması, ilgili değişken için asimetrik etkinin varlığına işaret etmektedir. Bağımsız değişkenlerdeki şokların pozitif ve negatif bileşenlere ayrıştırılması ise, artış ve azalışlar için kısmi toplamlar aracılığıyla aşağıda gösterilmektedir.

$$X_t^+ = \sum_{k=1}^t \ln x_k^+ = \sum_{k=1}^t \max(\Delta \ln x_k, 0) \quad 3$$

$$X_t^- = \sum_{k=1}^t \ln x_k^- = \sum_{k=1}^t \min(\Delta \ln x_k, 0) \quad 4$$

Model 3 ve Model 4, NARDL yaklaşımı kapsamında açıklayıcı değişkenlerde meydana gelen pozitif ve negatif şokların ayrıştırılmasında kullanılan kısmi toplamları göstermektedir. Bu çerçevede X_t^+ , ilgili değişkende meydana gelen pozitif logaritmik değişimlerin; X_t^- , ise negatif logaritmik değişimlerin kümülatif toplamını ifade etmektedir. Burada $\ln x$, yenilenebilir enerji tüketimi ($\ln REN$), ekonomik büyüme ($\ln GDP$) ve kentleşme ($\ln URBAN$) gibi açıklayıcı değişkenlerin doğal logaritmasını temsil etmektedir. $\Delta \ln x$ ifadesi ise söz konusu değişkenlerdeki yaklaşık oransal değişimi göstermektedir. Bu ayrıştırma sayesinde, yenilenebilir enerji tüketimi, ekonomik büyüme ve kentleşmede meydana gelen artış ve azalışların karbon emisyonları üzerindeki etkileri asimetrik bir yapı içerisinde analiz edilebilmektedir. Model 3 ve 4'ten hareketle, $\ln REN$, $\ln GDP$ ve $\ln URBAN$ değişkenlerinin pozitif ve negatif bileşenleri oluşturulmuştur. Bu bileşenlere dayalı olarak kurulan denklemler Model 5, 6, 7, 8, 9, 10'da sunulmuştur.

$$REN_t^+ = \sum_{k=1}^t \ln REN_k^+ = \sum_{k=1}^t \max(\Delta \ln REN_k, 0) \quad 5$$

$$REN_t^- = \sum_{k=1}^t \ln REN_k^- = \sum_{k=1}^t \min(\Delta \ln REN_k, 0) \quad 6$$

$$GDP_t^+ = \sum_{k=1}^t \ln GDP_k^+ = \sum_{k=1}^t \max(\Delta \ln GDP_k, 0) \quad 7$$

$$GDP_t^- = \sum_{k=1}^t \ln GDP_k^- = \sum_{k=1}^t \min(\Delta \ln GDP_k, 0) \quad 8$$

$$URBAN_t^+ = \sum_{k=1}^t \ln URBAN_k^+ = \sum_{k=1}^t \max(\Delta \ln URBAN_k, 0) \quad 9$$

$$URBAN_t^- = \sum_{k=1}^t \ln URBAN_k^- = \sum_{k=1}^t \min(\Delta \ln URBAN_k, 0) \quad 10$$

X_k (REN, GDP ve URBAN) model yer ala açıklayıcı değişkenleri temsil etmektedir. Eşbütünleşme testi, Pesaran vd., (2001) ve Banerjee vd., (1998) F-istatistikleri ve t-istatistikleri ile sınır testi yapılır. Bu durum Shin vd., (2014) asimetrik uzun dönem eşbütünleşme için bağımsız değişkenlerin tüm gecikmeli seviyeleri ile birlikte yapılan sınır testine vurgu yapmasından alınmıştır. F istatistiki değer için sıfır hipotezine (eşbütünleşme yoktur) karşılık alternatif hipotezi (eşbütünleşme vardır) varsayımlarına dayanarak tahmin edilmektedir. F-istatistikleri ve t-istatistikleri ile üst sınır testlerinin kritik değerlerinin karşılaştırılmasına dayanmaktadır. Testlerin değerleri (F ve t-istatistikleri) üst sınır testlerinin kritik değerlerinden büyükse, boş hipotez reddedilir ve eğer küçükse boş hipotez rededilmez. Ancak F ve t-istatistiklerinin değerleri üst $I(1)$ ve alt $I(0)$ sınırlar arasında ise bulguların kesin olmadığını göstermektedir (Udema & Yalçıntaş, 2021, s. 4-5).

3.Ekonometrik Bulgular

Analizde kullanılan değişkenlerin doğal logaritmik formlarına ait ortalama, medyan, maksimum, minimum, standart sapma, çarpıklık ve basıklık katsayıları ile Jarque-Bera test istatistikleri Tablo 2’de sunulmuştur. Bu istatistikler, serilerin dağılım özelliklerini değerlendirmeyi amaçlamaktadır. Bu bağlamda ortalama ve medyan değerleri, ekonomik bir seviye yorumundan ziyade dağılımın merkezi eğilimi ve simetrisini incelemek adına dikkate alınmalıdır. Ortalama ve medyan değerlerinin birbirine yakın seyretmesi, dağılımların simetriden belirgin bir sapma göstermediğine işaret etmektedir. Çarpıklık katsayıları incelendiğinde; LNCO2, LNREN ve LNGDP değişkenlerinin hafif negatif, LNURBAN değişkeninin ise hafif pozitif bir çarpıklığa sahip olduğu görülmektedir. Ayrıca basıklık (kurtosis) katsayılarının 3 değerinin altında kalması, dağılımların basık bir yapı sergilediğini ve uç değerler etrafında yoğunlaşmadığını ortaya koymaktadır. Jarque-Bera testi sonuçları, serilerin normal dağılım varsayımından önemli ölçüde sapmadığını destekler niteliktedir. Bu bulgular, değişkenlerin dağılım özelliklerinin ekonometrik analiz için uygun bir zemin teşkil ettiğini göstermektedir.

Tablo 2. Tanımlayıcı istatistikler

	CO ₂	REN	GDP	URBAN
Ortalama	0.616686	3.533219	1.619395	1.289852
Medyan	0.650084	3.530291	1.628614	1.240549
Maximum	0.889646	4.015283	1.788366	1.530200
Minimum	0.282066	2.956664	1.422294	1.053078
S.Sapma	0.219661	0.333168	0.114522	0.181395
Çarpıklık	-0.091619	-0.113641	-0.153464	0.048247
Basıklık	1.355393	1.726214	1.727625	1.253181
Jarque-Bera	3.536983	2.162492	2.212810	3.953390
Olasılık	0.170590	0.339173	0.330746	0.138526

Ampirik analize geçilmeden önce, değişkenlerin doğrusal olmayan otoregresif dağıtılmış gecikme (NARDL) yaklaşımının varsayımlarıyla uyumlu olup olmadığının değerlendirilmesi gerekmektedir. Bu kapsamda, öncelikle serilerin birim kök içerip içermediği incelenmiştir. literatürde yaygın olarak kullanılan Augmented Dickey-Fuller (ADF) ve Phillips-Perron (PP) birim kök testlerinden yararlanılmıştır. Tablo 3'te sunulan bulgular, incelenen değişkenlerin düzey değerlerinde durağan olmadığını, ancak birinci farkları alındığında durağanlık kazandıklarını göstermektedir. Elde edilen birim kök testi sonuçları, serilerin I(0) ve I(1) bütünleşme derecelerine sahip olduğunu ve bu nedenle NARDL yönteminin uygulanabilirliğini desteklediğini ortaya koymaktadır.

Tablo 3: Birim kök testleri

Değişkenler	ADF		PP	
	I(0)	I(1)	I(0)	I(1)
lnCO ₂	-1.0420	-3.7222***	-1.7252	-2.7222***
lnREN	-0.2413	-5.8625***	-1.9940	-4.3098***
lnGDP	-1.8907	-3.0741***	-0.3427	-6.6793***
lnURBAN	-1.4809	-4.3098***	-1.1802	-3.6793***

Not: CO₂, karbon emisyonlarını (çevre kirliliği); REN yenilenebilir enerji tüketimi; GDP, ekonomik büyüme ve URBAN ise kentleşmeyi temsil etmektedir.

Birim kök analizlerinin ardından, değişkenler arasında uzun dönemli bir ilişkinin varlığını incelemek amacıyla doğrusal olmayan otoregresif dağıtılmış gecikme (NARDL) sınır testi uygulanmıştır. Tablo 4, NARDL eşbütünleşme yaklaşımı çerçevesinde elde edilen test sonuçlarını sunmaktadır. Bulgular incelendiğinde, hesaplanan F-istatistik değerinin (17,270115), %5 anlamlılık düzeyinde üst kritik sınır değeri olan $I(1)=4,28$ 'in üzerinde olduğu görülmektedir. Bu sonuç, ilgili değişkenler arasında uzun dönemde asimetrik bir eşbütünleşme ilişkisinin varlığına işaret etmektedir.

Tablo 4: NARDL testi sonuçları (eşbütünleşme)

Test	F istatistiği	Alt Sınır	Üst Sınır
NARDL Testi	17,270115***	$I(0)$	$I(1)$
%1 kritik değer		3,27	4,28

Not: ***, işareti sırasıyla 1% düzeyinde anlamlılığı temsil etmektedir.

Tablo 5'te NARDL testinin kısa ve uzun dönem asimetrik test sonuçları gösterilmiştir. Kısa dönem NARDL sonuçları, yenilenebilir enerji kullanımı, ekonomik büyüme ve kentleşmenin çevre kirliliği üzerindeki etkilerinin asimetrik bir yapı sergilediğine işaret etmektedir. Yenilenebilir enerji kullanımındaki pozitif şokların ($\ln REN^+$) karbon emisyonları üzerinde anlamlı ve negatif bir etki yarattığı görülürken, negatif şokların ($\ln REN^-$) etkisinin istatistiksel olarak anlamlı olmadığı tespit edilmiştir. Bu bulgu, kısa dönemde yenilenebilir enerji kullanımındaki artışların çevre kirliliğini azaltıcı yönde etkide bulunduğunu, ancak azalışların simetrik bir biçimde ters etki yaratmadığını göstermektedir. Ekonomik büyüme değişkenine ilişkin sonuçlar, büyümedeki pozitif şokların ($\ln GDP^+$) karbon emisyonlarını artırıcı yönde ve anlamlı bir etkiye sahip olduğunu, buna karşılık negatif şokların ($\ln GDP^-$) emisyonları azaltıcı yönde anlamlı etkiler doğurduğunu ortaya koymaktadır. Kentleşme değişkeni açısından ise yalnızca pozitif şokların ($\ln URBAN^+$) kısa dönemde karbon emisyonları üzerinde anlamlı ve artırıcı bir etki yarattığı, negatif şokların ise istatistiksel olarak anlamlı olmadığı gözlenmektedir. Ayrıca hata düzeltme teriminin (ECT) negatif ve istatistiksel olarak anlamlı olması, kısa dönemde ortaya çıkan dengesizliklerin uzun dönem dengesine doğru kademeli olarak düzeltildiğini göstermektedir.

Tablo 5: NARDL kısa ve uzun dönem test sonuçları (Bağımlı değişken: CO₂)

Değişkenler	Katsayılar	Standart Hata	Olasılık
Kısa Dönem Test Sonuçları			
lnREN ⁺	-0.227641	0.240718	0.0006
lnREN ⁻	0.186259	3.253279	0.5163
lnGDP ⁺	1.258869	5.025664	0.0030
lnGDP ⁻	-1.710748	3.523312	0.0016
lnURBAN ⁺	1.601014	0.318974	0.0007
lnURBAN ⁻	-0.087088	0.150374	0.5418
ECT	-0.402499	0.296925	0.0007
Uzun Dönem Test Sonuçları			
lnREN ⁺	-0.573941	0.385571	0.0002
lnREN ⁻	0.577130	0.437698	0.4559
lnGDP ⁺	1.187088	0.150374	0.0000
lnGDP ⁻	-1.648489	0.955311	0.0005
lnURBAN ⁺	1.947740	0.397238	0.0008
lnURBAN ⁻	-1.012634	0.142985	0.0001

Not: CO₂, karbon emisyonlarını (çevre kirliliği); lnREN⁺, yenilenebilir enerji pozitif bileşeni, lnREN⁻, yenilenebilir negatif bileşeni; GDP⁺, ekonomik büyüme pozitif bileşeni, lnGDP⁻ ekonomik büyüme negatif bileşeni; lnURBAN⁺, kentleşme pozitif bileşeni; lnURBAN⁻ ise kentleşme negatif bileşeni temsil etmektedir.

Tablo 5 değişkenlerin uzun dönem asimetrik sonuçlarını sergilemektedir. Uzun dönem NARDL katsayıları, değişkenler arasındaki etkileşimin kısa döneme kıyasla daha belirgin ve kalıcı bir asimetrik yapı sergilediğini ortaya koymaktadır. Pozitif şokların anlamlı, buna karşılık negatif şokların istatistiksel olarak anlamsız sonuçlar üretmesi, yenilenebilir enerji yatırımlarının teknolojik öğrenme, ölçek ekonomileri ve geri dönülemez altyapı özellikleriyle açıklanabilir. Yenilenebilir enerji kullanımındaki artışlar zamanla kalıcı çevresel kazanımlar yaratırken, geçici azalışlar mevcut enerji altyapısını ortadan kaldırmadığından çevresel göstergeler üzerinde aynı ölçüde ters etki oluşturmamaktadır. Ayrıca enerji ve çevre politikalarında gözlenen kurumsal gecikmeler, negatif şokların etkilerinin sınırlı kalmasına neden olabilmektedir. Yenilenebilir enerji kullanımındaki pozitif şokların (lnREN⁺) uzun dönemde karbon

emisyollarını istatistiksel olarak anlamlı biçimde azalttığı, buna karşılık negatif şokların ($\ln REN^-$) uzun dönem etkisinin istatistiksel olarak anlamlı olmadığı tespit edilmiştir. Bu sonuç, yenilenebilir enerji kullanımındaki artışların uzun vadede çevresel sürdürülebilirlik açısından önemli kazanımlar sağlayabileceğine işaret etmektedir. Ekonomik büyüme değişkenine ilişkin bulgular, pozitif büyüme şoklarının ($\ln GDP^+$) karbon emisyonlarını artırıcı yönde güçlü ve anlamlı bir etki yarattığını, negatif şokların ($\ln GDP^-$) ise emisyonları azaltıcı yönde anlamlı etkiler doğurduğunu ortaya koymaktadır. Kentleşme değişkeni için elde edilen sonuçlar, kentleşmedeki artışların ($\ln URBAN^+$) uzun dönemde karbon emisyonlarını artırıcı yönde anlamlı etkiler yarattığını, buna karşılık kentleşmedeki azalışların ($\ln URBAN^-$) emisyonlar üzerinde azaltıcı ve anlamlı bir etkiye sahip olduğunu göstermektedir. Genel olarak uzun dönem sonuçları, yenilenebilir enerji kullanımının çevre kirliliğinin sınırlandırılmasında önemli bir rol oynadığını, ancak ekonomik büyüme ve kentleşme dinamiklerinin çevresel baskıları artırıcı bir kanal olarak çalıştığını ortaya koymaktadır.

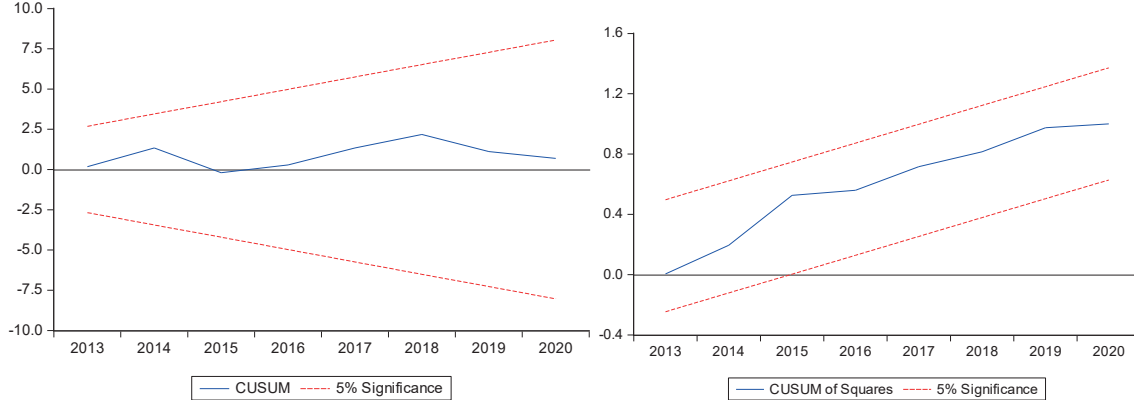
Asimetrik olarak anlamlı bulunan serilere ilişkin bulgular, değişkenlerin çevre kirliliği üzerindeki etkilerinin yön ve büyüklük açısından farklı ekonomik ve yapısal mekanizmalar aracılığıyla işlediğine işaret etmektedir. Özellikle yenilenebilir enerji kullanımındaki artışların karbon emisyonlarını azaltıcı etkilerinin, teknolojik ilerleme, ölçek ekonomileri ve enerji altyapısında gerçekleşen kalıcı dönüşümler yoluyla güçlendiği; buna karşılık yenilenebilir enerji kullanımındaki azalışların çevresel etkilerinin aynı hız ve ölçekte ortaya çıkmadığı görülmektedir. Benzer şekilde, ekonomik büyüme ve kentleşmeye ilişkin pozitif ve negatif şokların çevre kirliliği üzerindeki etkilerinin farklılaşması, üretim yapısı, tüketim kalıpları ve kentsel altyapının uzun dönemde geri döndürülmesi zor özellikler taşımasından kaynaklandığı söylenebilir. Bu durum, çevresel etkilerin yalnızca değişkenlerin düzeyine değil, aynı zamanda bu değişkenlerde meydana gelen artış ve azalışların niteliğine bağlı olarak şekillendiğini ve söz konusu ilişkilerin doğrusal olmayan bir yapı sergilediğini göstermektedir.

NARDL modelinin tahmininde kullanılan yöntemin güvenilir sonuçlar verebilmesi için yönteme bağlı tanısal varsayımların hesaplanması gerekmektedir. Tablo 6’da tanısal testlerin tamamında olasılık değerlerinin 0.05’in üzerinde olması, ilgili H_0 hipotezlerinin reddedilemediğini göstermektedir. Dolayısıyla Tablo 6 bulguları, modelin (i) otokorelasyon, (ii) heteroskedastisite, (iii) normallik ve (iv) spesifikasyon açısından ciddi bir ihlal işareti vermediğini ve kurulan NARDL modelinin istatistiksel açıdan tutarlı/uygun bir çerçevede tahmin edildiğini düşündürmektedir. Bununla birlikte, “ H_0 reddedilememesi” bulgusu varsayımların kesin olarak sağlandığını kanıtlamaktan ziyade, eldeki örneklem ve test gücü altında varsayımlara aykırı anlamlı bir kanıt bulunmadığı şeklinde yorumlanabilir.

Tablo 6: Tanısal test bulguları

Testin Adı	Test değerleri	Olasılık Değeri	Testin Amacı
Breusch-Godfrey LM Testi	1.1097	0.8996	Otokorelasyonun varlığını tespit etmek için test edilmektedir. Sonuç: Otokorelasyon sorunu bulunmamaktadır
Heteroskedasticity Testi	1.4651	0.2356	Değişen varyans sorununu bulmak için test edilir. Sonuç: Değişen varyans sorunu bulunmamaktadır.
Jarque-Bera (normallik) testi	3.2183	0,2000	Hata terimlerin normal dağılıp dağılmadığını tespit etmeik için uygulanan bir testtir. Sonuç: Normallik sorunu bulunmamaktadır
Ramsey Reset Testi	1.0299	0,3089	Spesifikasyon hatasını tespit etmek için ve modelin doğru kurulup güvenilirliğini ölçen bir testtir. Sonuç: model güvenilir kurulmuştur

Çalışmanın son aşamasında, doğrusal olmayan otoregresif dağıtılmış gecikme (NARDL) modelinin zamansal kararlılığı ve güvenilirliği, Brown vd. (1975) tarafından literatüre kazandırılan CUSUM ve CUSUMQ testleri aracılığıyla değerlendirilmiştir. Bu testler, model katsayılarında zaman içerisinde meydana gelebilecek olası yapısal kırılmaların tespit edilmesine olanak tanımakta ve tahmin edilen ilişkilerin istikrarı hakkında bilgi sunmaktadır. CUSUM ve CUSUMQ grafiklerinin incelenmesi sonucunda, kümülatif hata terimlerini temsil eden çizgilerin %5 anlamlılık düzeyinde belirlenen kritik sınırlar içerisinde kalması, model katsayılarının analiz dönemi boyunca istikrarlı seyrettiği ve belirgin bir yapısal kırılma içermediğini göstermektedir. Bu doğrultuda, Şekil 2’de sunulan CUSUM ve CUSUMQ, kurulan NARDL modelinin genel olarak kararlı ve güvenilir bir yapıya sahip olduğuna işaret etmektedir.

Şekil 2: CUSUM ve CUSUMQ Grafikleri

4. Sonuç ve Değerlendirme

Enerji tüketimi, çevre kirliliğinin temel belirleyicilerinden biri olarak öne çıkmaktadır. Bu durum, ulusların küresel ölçekte karşı karşıya kaldığı ekolojik sorunların başlıca kaynaklarından birini oluşturmaktadır. Dünyanın en büyük karbon emisyonu üreticisi olan Çin, yüksek düzeydeki enerji talebi ve fosil yakıtlara dayalı üretim yapısı nedeniyle, küresel emisyon hacminde ilk sırada yer almaktadır. Bu çerçevede, Çin'in karbon salımını dizginlemeye yönelik çabaları, yalnızca küresel iklim değişikliğiyle mücadele açısından değil, aynı zamanda ülkenin uzun vadeli çevresel sürdürülebilirliğinin tesisi açısından da kritik önem taşımaktadır. Son yıllarda Çin hükümetinin ekolojik sorunlara, sürdürülebilir çevre hedeflerine ve yenilenebilir enerji kaynaklarının yaygınlaştırılmasına stratejik bir öncelik verdiği bilinmektedir.

Bu çalışma, Çin ekonomisi özelinde yenilenebilir enerji tüketiminin çevre üzerindeki etkilerini 1990-2021 dönemine ait veriler kullanarak doğrusal olmayan otoregresif dağıtılmış gecikme (NARDL) yaklaşımı çerçevesinde incelemiştir. Modelde çevre kirliliğini temsilen karbon emisyonları (CO_2) bağımlı değişken olarak ele alınırken; yenilenebilir enerji tüketimi (REN), ekonomik büyüme (GDP) ve kentleşme (URBAN) açıklayıcı değişkenler olarak kullanılmıştır. Ampirik analiz sürecinde, serilerin durağanlık özellikleri Augmented Dickey-Fuller (ADF) ve Phillips-Perron (PP) birim kök testleri ile incelenmiş ve değişkenlerin düzeyde durağan olmadığı, ancak birinci farkları alındığında durağanlık kazandıkları belirlenmiştir. Ardından uygulanan NARDL sınır testi sonuçları, değişkenler arasında uzun dönemde eşbütünleşik bir ilişkinin varlığına işaret etmiştir. Kısa dönem NARDL bulguları, yenilenebilir enerji kullanımındaki pozitif şokların ($\ln REN^+$) karbon emisyonları üzerinde istatistiksel olarak anlamlı ve azaltıcı bir etkiye sahip olduğunu göstermektedir. Buna göre, $\ln REN^+$ 'de meydana gelen %1'lik bir artış, kısa dönemde karbon emisyonlarını yaklaşık %0,2276 oranında

azaltmaktadır. Buna karşılık, ekonomik büyüme ve kentleşmedeki pozitif şokların ($\ln GDP^+$ ve $\ln URBAN^+$) karbon emisyonlarını artırıcı yönde ve anlamlı etkiler yarattığı tespit edilmiştir. Ekonomik büyümedeki negatif şokların ($\ln GDP^-$) ise karbon emisyonlarını azaltıcı yönde etkide bulunduğu; $\ln REN^-$ ve $\ln URBAN^-$ bileşenlerinin kısa dönemde istatistiksel olarak anlamlı olmadığı görülmektedir. Uzun dönem sonuçları, yenilenebilir enerji kullanımındaki pozitif şokların çevre kirliliği üzerinde daha güçlü ve kalıcı bir azaltıcı etkiye sahip olduğunu ortaya koymaktadır. Buna göre, $\ln REN^+$ 'deki %1'lik bir artış, uzun dönemde karbon emisyonlarını yaklaşık %0,5739 oranında azaltmaktadır. Buna karşılık, $\ln REN^-$ bileşeninin uzun dönemde de istatistiksel olarak anlamlı bir etki yaratmadığı tespit edilmiştir. Ekonomik büyüme ve kentleşmeye ilişkin sonuçlar ise uzun dönemde de asimetrik bir yapı sergilemekte; $\ln GDP^+$ ve $\ln URBAN^+$ değişkenlerindeki artışların karbon emisyonlarını artırdığı, negatif şokların ise emisyonları azaltıcı yönde etkiler doğurduğu belirlenmektedir.

Bu bulgular, yenilenebilir enerji tüketiminin karbon emisyonlarını azaltıcı yönde etkide bulunduğunu ortaya koyan hâkim literatürü büyük ölçüde desteklemektedir. Özellikle yenilenebilir enerji tüketimindeki pozitif şokların hem kısa hem de uzun dönemde çevre kirliliğini azaltması, Adebayo vd. (2023), Rahman & Alam (2021), Kartal & Pata (2023), Grodzicki vd. (2022) ile Raihan & Bari (2024) gibi çalışmalarla uyumludur. Buna karşılık, yenilenebilir enerji tüketimindeki negatif şokların ($\ln REN^-$) istatistiksel olarak anlamsız bulunması, çevresel kazanımların yalnızca enerji tüketimindeki dalgalanmalara değil; teknolojik altyapı, enerji verimliliği ve kurumsal yapıya da bağlı olduğunu vurgulayan çalışmaları destekler niteliktedir.

Elde edilen sonuçlar birlikte değerlendirildiğinde, Çin'in fosil yakıtlara olan bağımlılığını azaltarak yenilenebilir enerji kullanımını artırması hâlinde çevresel hedeflerine ulaşabileceği anlaşılmaktadır. Yenilenebilir enerjinin karbon emisyonlarını doğrudan azaltıcı etkisi, bu enerji türünü çevresel sürdürülebilirlik açısından temel bir politika aracı hâline getirmektedir. Bununla birlikte, ekonomik büyüme ve kentleşmenin çevresel baskıları artırıcı etkileri dikkate alındığında, yenilenebilir enerji politikalarının enerji verimliliği, temiz üretim teknolojileri ve düşük karbonlu kentleşme stratejileriyle bütüncül biçimde uygulanması gerekmektedir. Böylece, Çin'in düşük karbonlu ve yeşil kentleşme hedeflerini içeren Ulusal Yeni Tip Kentleşme Planı'nın, uzun vadede çevresel sürdürülebilirliğe ve dengeli bir kalkınma sürecine katkı sağlayacağı değerlendirilmektedir.

Kaynakça

- Adebayo, T. S., Ullah, S., Kartal, M. T., Ali, K., Pata, U. K., & Ağa, M. (2023). Endorsing sustainable development in BRICS: The role of technological innovation, renewable energy consumption, and natural resources in limiting carbon emission. *Science of the Total Environment*, 859, 160181.
- Ahmad, M., Khan, Z., Rahman, Z., & Khan, S. (2018). Does financial development asymmetrically affect CO₂ emissions in China? An application of the nonlinear autoregressive distributed lag (NARDL) model. *Carbon Management*, 9(6), 631-644.
- Ahmad, S., Raihan, A., & Ridwan, M. (2024). Role of economy, technology, and renewable energy toward carbon neutrality in China. *Journal of economy and technology*, 2, 138-154.
- Anwar, A., Sinha, A., Sharif, A., Siddique, M., Irshad, S., Anwar, W., & Malik, S. (2022). The nexus between urbanization, renewable energy consumption, financial development, and CO₂ emissions: Evidence from selected Asian countries. *Environment, Development and Sustainability*, 1-21.
- Banerjee, A., Dolado, J. & Mestre, R., (1998). Error-correction mechanism tests for cointegration in a single-equation framework. *Resources Policy*. 19(3), 267–283.
- Begüm., R.A., Raihan A. & Said M.N.M. (2020). Dynamic impacts of economic growth and forested area on carbon dioxide emissions in Malaysia. *Sustainability*, 12(22) (2020), p. 9375.
- Brown, R. L., Durbin, J., & Evans, J. M., (1975). Techniques for Testing the Constancy of Regression Relationships over Time. *Journal of The Royal Statistical Society*, 37(2), 149-192.
- Chen, X. H., Tee, K., Elnahass, M., & Ahmed, R. (2023). Assessing the environmental impacts of renewable energy sources: A case study on air pollution and carbon emissions in China. *Journal of environmental management*, 345, 118525.
- Cherni, A., & Jouini, S. E. (2017). An ARDL approach to the CO₂ emissions, renewable energy and economic growth nexus: Tunisian evidence. *International Journal of Hydrogen Energy*, 42(48), 29056-29066.
- Çıtak, F., Uslu, H., Batmaz, O., & Hoş, S. (2020). Do renewable energy and natural gas consumption mitigate CO₂ emissions in the USA? New insights from NARDL approach. *Environmental Science and Pollution Research*, 1-12.
- Du, J., Shen, Z., Song, M., & Vardanyan, M. (2023). The role of green financing in facilitating renewable energy transition in China: Perspectives from energy governance, environmental regulation, and market reforms. *Energy Economics*, 120, 106595.
- Eryer, T. K. A. (2024). Ekonomik büyüme ve CO₂ emisyonunun sağlık harcamaları üzerine etkisi: Türkiye örneği. *International Journal of Disciplines in Economics & Administrative Sciences Studies*, 7(30), 402-410.
- Grodzicki, T., & Mateusz, J. (2022). The impact of renewable energy and urbanization on CO₂ emissions in Europe—Spatio-temporal approach. *Environmental Development*, 44, 100755.
- Huang, H., Mbanyele, W., Wang, F., Song, M., & Wang, Y. (2022). Climbing the quality ladder of green innovation: does green finance matter? *Technological Forecasting and Social Change*, 184, 122007.

- İzgi, Ç. (2023). İmalat sanayi, enerji kullanımı ve çevre kirliliği arasındaki bağlantı türkiye'de bir inceleme. *Ahi Evran Akademi*, 4(2), 35-46.
- Kapçak, S. (2023). Gelişmekte olan ülkelerde yenilenebilir-yenilenemeyen enerji tüketiminin ekonomik büyümeye etkisi: Saklı Eşbütünleşme Yaklaşımı. *Çukurova Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü Dergisi*, 32(2), 409-423.
- Kartal, M. T., & Pata, U. K. (2023). Impacts of renewable energy, trade globalization, and technological innovation on environmental development in China: Evidence from various environmental indicators and novel quantile methods. *Environmental Development*, 48, 100923.
- Khan, Y., Khan, M. A., & Zafar, S. (2023). Dynamic linkages among energy consumption, urbanization and ecological footprint: empirical evidence from NARDL approach. *Management of Environmental Quality: An International Journal*, 34(6), 1534-1554.
- Lacheheb, M., Rahim, A. S. A., & Sirag, A. (2015). Economic growth and CO2 emissions: Investigating the environmental Kuznets curve hypothesis in Algeria. *International Journal of Energy Economics and Policy*, 5(4), 1125-1132.
- Lai, A., & Qunwei, W. (2024). How coal de-capacity policy affects renewable energy development efficiency? Evidence from China. *Energy*, 286, 129515.
- Lee, C. C., & Lee, C. C. (2024). Not all are alike: Assessing the effect of geopolitical risk on regional renewable energy development in China. *Renewable Energy*, 222, 119763.
- Lee, C. C., Zhang, J., & Hou, S. (2023). The impact of regional renewable energy development on environmental sustainability in China. *Resources Policy*, 80, 103245.
- Li, B., & Haneklaus, N. (2021). The role of renewable energy, fossil fuel consumption, urbanization and economic growth on CO2 emissions in China. *Energy Reports*, 7, 783-791.
- Lin, B., & Moubarak, M. (2014). Renewable energy consumption–economic growth nexus for China. *Renewable and Sustainable Energy Reviews*, 40, 111-117.
- Liu, K., Mahmoud, H. A., Liu, L., Halteh, K., Arnone, G., Shukurullaevich, N. K., & Alzoubi, H. M. (2024). Exploring the Nexus between Fintech, natural resources, urbanization, and environment sustainability in China: A QARDL study. *Resources Policy*, 89, 104557.
- Nathaniel, S., Anyanwu, O., & Shah, M. (2020). Renewable energy, urbanization, and ecological footprint in the Middle East and North Africa region. *Environmental science and pollution research*, 27(13), 14601-14613.
- Pesaran, M. H., Shin, Y., & Smith, R. J. (2001). Bounds testing approaches to the analysis of level relationships. *Journal of applied econometrics*, 16(3), 289-326. <https://doi.org/10.1002/jae.616>
- Qamruzzaman, M. (2023). Nexus between financial development and carbon emission in Bangladesh: Evidence from ARDL and NARDL. *GSC Advanced Research and Reviews*, 14(3), 300-312.
- Rahman, M. M., & Alam, K. (2021). Clean energy, population density, urbanization and environmental pollution nexus: Evidence from Bangladesh. *Renewable Energy*, 172, 1063-1072.

- Raihan, A., & Bari, A. M. (2024). Energy-economy-environment nexus in China: The role of renewable energies toward carbon neutrality. *Innovation and Green Development*, 3(3), 100139.
- Raihan, A., Muhtasim, D. A., Farhana, S., Rahman, M., Hasan, M. A. U., Paul, A., & Faruk, O. (2023). Dynamic linkages between environmental factors and carbon emissions in Thailand. *Environmental Processes*, 10(1), 5.
- Saqib, N. (2022). Nexus between the renewable and nonrenewable energy consumption and carbon footprints: evidence from Asian emerging economies. *Environmental Science and Pollution Research*, 29(38), 58326-58340.
- Shin, Y., Yu, B., and Greenwood-Nimmo, M., (2014). Modelling asymmetric cointegration and dynamic multipliers in an ARDL framework. In: Horrace, W.C., Sickles, R.C. (Eds.), *Festschrift in Honor of Peter Schmidt*. Springer Science & Business Media, New York (NY)
- Song, M., Zheng, H., Shen, Z., & Chen, B. (2023). How financial technology affects energy transformation in China. *Technological Forecasting and Social Change*, 188, 122259.
- Şeker, K. (2023). BIST Şirketlerinin Toplam Piyasa Değerlerinin Gsyih Üzerinde Etkisi: Türkiye İçin 1999-2022 Dönemi NARDL ve Nedensellik Uygulaması. *EKEV Akademi Dergisi*, (94), 172-190.
- Udema, E. N., & Yalçıntaş, S. (2021). Interacting force of foreign direct invest (FDI), natural resource and economic growth in determining environmental performance: A nonlinear autoregressive distributed lag (NARDL) approach. *Resources Policy*, 73, 102168.
- Wang, Y., Yang, H., & Sun, R. (2020). Effectiveness of China's provincial industrial carbon emission reduction and optimization of carbon emission reduction paths in “lagging regions”: efficiency-cost analysis. *Journal of Environmental Management*, 275, 111221.
- Wang, Y., Zhang, D., Ji, Q., & Shi, X. (2020). Regional renewable energy development in China: A multidimensional assessment. *Renewable and Sustainable Energy Reviews*, 124, 109797.
- Wu, D., Xie, Y., & Liu, D. (2023). Rethinking the complex effects of the clean energy transition on air pollution abatement: Evidence from China's coal-to-gas policy. *Energy*, 283, 128413.
- Xu, G., Yang, M., Li, S., Jiang, M., and Rehman, H. (2024). Evaluating the effect of renewable energy investment on renewable energy development in China with panel threshold model. *Energy Policy*, 187, 114029.
- Yang, Y., Qamruzzaman, M., Rehman, M. Z., & Karim, S. (2021). Do tourism and institutional quality asymmetrically effects on FDI sustainability in BIMSTEC countries: An application of ARDL, CS-ARDL, NARDL, and asymmetric causality test. *Sustainability*, 13(17), 9989.
- Younis, I., Naz, A., Shah, S. A. A., Nadeem, M., & Longsheng, C. (2021). Impact of stock market, renewable energy consumption and urbanization on environmental degradation: new evidence from BRICS countries. *Environmental Science and Pollution Research*, 28, 31549-31565.
- Zhao, C., Wang, J., Dong, K., & Wang, K. (2024). Is renewable energy technology innovation an excellent strategy for reducing climate risk? The case of China. *Renewable Energy*, 223, 120042.

- Zhao, P., Lu, Z., Fang, J., Paramati, S. R., & Jiang, K. (2020). Determinants of renewable and non-renewable energy demand in China. *Structural Change and Economic Dynamics*, 54, 202-209.
- Zhao, X., & Luo, D. (2017). Driving force of rising renewable energy in China: Environment, regulation and employment. *Renewable and Sustainable Energy Reviews*, 68, 48-56.