

Türkiye'de Sosyal Güvenlik Sisteminin Ekonomik Etkileri: Sağlık Harcamaları ve Büyüme İlişkisi Üzerine Ampirik Bir Çalışma

Yunus Kutval | ORCID 0000-0003-0063-9157 | yunuskutval@hotmail.com

Kafkas Üniversitesi, İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi, İktisat Bölümü, Kars, Türkiye

ROR ID: <https://ror.org/04v302n28>

Melek Demir | ORCID 0009-0005-1801-0252 | melekcersit@gmail.com

Kafkas Üniversitesi, İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi, İktisat Bölümü, Kars, Türkiye

ROR ID: <https://ror.org/04v302n28>

Öz

Bu çalışma, Türkiye'deki sosyal güvenlik sisteminin ekonomik etkilerini, özellikle sağlık harcamaları ve ekonomik büyüme arasındaki ilişkiyi incelemeyi amaçlamaktadır. Türkiye'de sosyal güvenlik sisteminde son yıllarda artan sağlık harcamaları, sistemin sürdürülebilirliğine dair kaygıları artırmış ve ekonomik büyüme üzerindeki etkilerini araştırmayı gerektirmiştir. Çalışmada, 1980-2022 yılları arasındaki Türkiye verileri kullanılarak sağlık harcamaları ile Gayri Safi Yurtiçi Hâsıla (GSYH) arasındaki ilişkiyi test eden ekonometrik bir model kurulmuş ve ARDL eşbütünleşme testi uygulanmıştır.

Araştırma bulguları, Türkiye'de sağlık harcamalarındaki artışın ekonomik büyümeyi olumlu etkilediğini, ancak bu etkinin görece sınırlı olduğunu ortaya koymaktadır. Bu durum, sağlık harcamalarının iş gücü verimliliğini ve beşeri sermaye kalitesini artırarak büyümeye katkı sağladığını ancak bu katkının sınırlı olduğunu göstermektedir. Çalışmanın bulguları, Türkiye'deki sosyal güvenlik sisteminin ekonomik büyüme üzerindeki etkilerini anlamada ve sağlık politikalarının şekillendirilmesinde önemli katkılar sunmaktadır.

Anahtar Kelimeler

Sosyal Güvenlik Sistemi, Sosyal güvenlik açıkları, Sağlık harcamaları, Büyüme, ARDL

Atıf Bilgisi

Kutval, Yunus. Demir, Melek. "Türkiye'de Sosyal Güvenlik Sisteminin Ekonomik Etkileri: Sağlık Harcamaları ve Büyüme İlişkisi Üzerine Ampirik Bir Çalışma". Hitit Ekonomi ve Politika Dergisi Cilt No 4/Sayı No 2 (Aralık 2024), 52-71

Geliş Tarihi	5 Kasım 2024
Kabul Tarihi	28 Aralık 2024
Yayın Tarihi	30 Aralık 2024
Değerlendirme	İki Dış Hakem / Çift Taraflı Körleme
Etik Beyan	Bu çalışmanın hazırlanma sürecinde bilimsel ve etik ilkelere uyulduğu ve yararlanılan tüm çalışmaların kaynakçada belirtildiği beyan olunur.
Yazar Katkısı	%50 - %50
Benzerlik Taraması	Yapıldı - iThenticate

Etik Bildirim	hepdergi@gmail.com
Çıkar Çatışması	Çıkar çatışması beyan edilmemiştir.
Finansman	Bu araştırmayı desteklemek için dış fon kullanılmamıştır.
Telif Hakkı & Lisans	Yazarlar dergide yayınlanan çalışmalarının telif hakkına sahiptirler ve çalışmalarını CC BY-NC 4.0 lisansı altında yayımlanmaktadır.

Economic Effects of The Social Security System in Türkiye: An Empirical Study On The Relationship Between Health Expenditures And Growth

Yunus Kutval| ORCID 0000-0003-0063-9157| yunuskutval@hotmail.com

Kafkas Üniversitesi, Faculty of Economics and Administrative Sciences, Department of Economics, Kars, Türkiye

ROR ID: <https://ror.org/04v302n28>

Melek Demir | ORCID 0009-0005-1801-0252| melekcersit@gmail.com

Kafkas Üniversitesi, Faculty of Economics and Administrative Sciences, Department of Economics, Kars, Türkiye

ROR ID: <https://ror.org/04v302n28>

Abstract

This study aims to analyze the economic effects of the social security system in Turkey, especially the relationship between health expenditures and economic growth. Increasing health expenditures in the social security system in Turkey in recent years have raised concerns about the sustainability of the system and necessitated an investigation of its effects on economic growth. In this study, an econometric model testing the relationship between health expenditures and Gross Domestic Product (GDP) is constructed and ARDL cointegration test is applied using Turkish data for the period 1980-2022.

The findings reveal that the increase in health expenditures has a positive effect on economic growth in Turkey, but this effect is relatively limited. This suggests that health expenditures contribute to growth by increasing labor productivity and human capital quality, but this contribution is limited. The findings of the study provide important contributions to understanding the effects of the social security system on economic growth and shaping health policies in Turkey.

Keywords

Social Security System, Social Security Deficits, Health Expenditures, Growth, ARDL

Citation

Kutval, Yunus. Demir, Melek. "Economic Effects of The Social Security System in Türkiye: An Empirical Study On The Relationship Between Health Expenditures And Growth". *Hitit Journal of Economics and Politics* Volume 4/Issue 2 (December 2024), 52-71.

Date of Submission 5 November 2024

Date of Acceptance 28 December 2024

Date of Publication 30 December 2024

Peer-Review Double anonymized - Two External

Ethical Statement

It is declared that scientific and ethical principles have been followed while carrying out and writing this study and that all the sources used have been properly cited.

Author Contribution	50%, 50%
Plagiarism Checks	Yes - iThenticate
Conflicts of Interest	The author(s) has no conflict of interest to declare.
Complaints	hepdergi@gmail.com
Grant Support	The author(s) acknowledge that they received no external funding in support of this research.
Copyright & License	Authors publishing with the journal retain the copyright to their work licensed under the CC BY-NC 4.0 .

Giriş

Günümüzde sosyal güvenlik sistemleri, ülke ekonomileri ve toplumsal yapı üzerinde büyük bir etkiye sahiptir. Bu sistemler, bireylerin yaşam kalitesini artırmayı ve sağlık sorunları, emeklilik, işsizlik gibi sosyal risklere karşı koruma sağlamayı hedefler (Barr, 2012). Artan dünya nüfusu, kentleşme, sanayileşme ve yaşam süresinin uzaması gibi etkenler sosyal güvenlik sistemlerine olan ihtiyacı artırmış ve bu sistemlerin reformist politikalarla yeniden yapılandırılması gerekliliğini doğurmuştur (Gillion, 2005). Günümüzde sosyal güvenlik kapsamı genişlemiş olsa da kıtalar arasında önemli farklılıklar devam etmekte; özellikle Afrika, Asya ve Pasifik ülkelerinde sosyal güvenlik kapsamı yetersiz kalmaktadır (ILO, 2021).

Sosyal güvenlik sisteminin (SGS) yetersizliği, ekonomik ve sosyal eşitsizlikleri derinleştirebilir. Sistemin iyi işlemediği ülkelerde kayıt dışı istihdam, mali zorluklar ve sosyal güvenlik açıkları ekonomik sorunları büyütürken toplumsal dengenin bozulmasına neden olabilir (Holzmann ve Hinz, 2005). Ayrıca, sosyal güvenceden yoksunluk ve yetersiz sağlık hizmetleri, toplumsal dezavantajları daha da belirgin hale getirerek kırılgan grupları korumasız bırakabilir (Strauss ve Thomas, 1998). Bu nedenle SGS'nin güçlendirilmesi, sadece sosyal refah değil, aynı zamanda ekonomik büyüme için de önem arz eder (Schieber ve Shoven, 1999). Sürdürülebilir finansman mekanizmaları ile SGS'nin genişletilmesi, toplumun geniş kesimlerine sosyal koruma sağlayarak uzun vadeli kalkınma hedeflerine katkıda bulunabilir (Atkinson, 1999).

SGS'nin ulaştığı büyük bütçeler, ekonomiler üzerindeki etkisini ve sosyal güvenlik politikalarının ülkelerin gelir-gider dengesi açısından önemini artırmıştır. Sağlık harcamaları gibi sosyal güvenlik bileşenleri, ekonomik kalkınma için kritik bir unsur olup, ülkelerin ekonomik büyüme sürecinde oynadığı rollerin dikkatle incelenmesini gerektirir (Bloom, vd., 2004). Sosyal güvenlik bileşenlerinin ekonomik büyümeye etkilerinin anlaşılması, bu alanda uygulanacak ekonomik ve sosyal politikalara rehberlik etme potansiyeline sahiptir (Blau & Abramovitz, 2010).

Türkiye, kapsamlı bir sosyal güvenlik sistemi ile vatandaşlarının temel ihtiyaçlarını karşılamayı hedefleyen çeşitli programlar yürütmektedir. Bu bağlamda, Türkiye'deki sosyal güvenlik sisteminin ekonomik büyüme üzerindeki etkilerini anlamak, ekonomi politikalarının geliştirilmesi ve toplumsal refahın artırılması açısından önem taşımaktadır. Özellikle sağlık hizmetlerinin toplumun beşeri sermayesini artırarak iş gücü verimliliğini yükselttiği ve ekonomik büyümeye katkı sağladığı vurgulanmaktadır (Yumuşak ve Yıldırım, 2009). Türkiye'nin 1980-2022 dönemine ilişkin verilerle yapılan analizde, toplam sağlık harcamaları ve ekonomik büyüme (GSYH) arasındaki ilişki ARDL eşbütünlük testi ile değerlendirilmiştir. Analiz sonuçları, sağlık harcamalarının ekonomik büyüme üzerinde pozitif ancak görece sınırlı bir etkiye sahip olduğunu göstermiştir. Bu bulgular, Türkiye'nin sağlık politikalarını şekillendirme ve sosyal güvenlik sisteminin sürdürülebilirliğini sağlama açısından önemli katkılar sunmaktadır.

1. Literatür Taraması

Sosyal güvenliğin ekonomik büyüme ve kalkınma üzerindeki etkileri iktisat literatüründe geniş bir perspektif ile ele alınmaktadır. Bu çalışmaların birçoğu kamu harcamaları, beşeri sermaye, sosyal güvenlik açıkları ve doğrudan sağlık harcamalarının etkileri üzerine yoğunlaşmaktadır. Bu bağlamda literatür taraması “sosyal güvenlik harcamalarının” ve “sağlık harcamalarının” ekonomik

büyüme üzerindeki etkisi olarak iki başlık altında incelenecektir.

1.1.Sosyal Güvenlik Harcamaları ve Ekonomik Büyüme İlişkisi

Sosyal güvenlik harcamalarının ekonomik büyüme üzerindeki etkilerine dair literatürdeki bulgular, çeşitli çalışmalarda farklılaşmakta ve ortak noktalar içermektedir. Ehrlich ve Zhong (1998) tarafından yapılan çalışmada, sosyal güvencenin doğurganlık, evlilik/boşanma, tasarruf ve büyüme üzerinde olumsuz bir etkisi olduğu sonucuna ulaşılmıştır. Bu sonuç, sosyal güvenliğin büyümeyi olumsuz etkileyebileceğine dair bir bakış açısı sunmaktadır. Ancak, Bellettini ve Ceroni (2000) sosyal güvenlik harcamaları ile ekonomik büyüme arasında istatistiksel olarak anlamlı ve pozitif bir ilişki bulmuşlardır. Bu bulgu, sosyal güvenlik harcamalarının ekonomik büyümeye olumlu katkı sağladığına işaret etmektedir.

Zhang ve Zhang (2004) sosyal güvenliğin beşeri sermaye yatırımını artırarak büyüme üzerinde olumlu etkileri olduğunu vurgularken, Lee ve Chang (2006) çalışmasında OECD ülkelerinde sosyal güvenlik harcamaları ile milli gelir arasında bir eşbütünlüşme ilişkisi bulmuşlardır. Loto (2011) tarafından Nijerya'da gerçekleştirilen çalışmada, kamu harcamalarının kısa vadede ekonomik büyümeyle pozitif ilişkili olduğu belirtilmiştir. Ancak, Dudzeviçütė, Simelytė ve Liuçvaitienė (2018) AB ülkelerinde yaptıkları çalışmada, kamu harcamaları ile ekonomik büyüme arasında nedensel ilişkiler tespit etmiş, bazı ülkelerde pozitif, bazı ülkelerde ise negatif korelasyonlar bulmuşlardır.

Organ ve Yavuz (2017) sosyal güvenlik açıklarının GSYH üzerindeki olumsuz etkisini ortaya koyarken, Shivangi (2017) sosyal güvenlik sisteminin toplumun savunmasız kesimlerine ulaşmasının bireylerin eğitim ve sağlık düzeylerini artırabileceğini ve bunun GSYH'ye katkı sağlayabileceğini belirtmektedir. Türkiye üzerine yapılan çalışmalarda, Kar ve Taban (2003) sosyal güvenlik harcamalarının ekonomik büyümeye pozitif etkisini bulmuş, sağlık harcamalarının ise negatif etkilediğini belirtmiştir. Kara vd. (2016) çalışmasında, sosyal güvenlik açığı ile ekonomik büyüme arasında uzun dönemli bir ilişki bulamamışken, Ünal ve Afşar (2021) sosyal güvenlik harcamalarının ekonomik büyümeyi artırdığını tespit etmiştir. Bu bağlamda, sosyal güvenlik harcamalarının ekonomik büyüme üzerindeki etkisi, ülkelerin ekonomik yapısına ve sosyal güvenlik sisteminin işleyişine göre değişiklik göstermekte, genel olarak sosyal güvenlik harcamalarının büyümeye olumlu etkileri öne çıkmaktadır.

1.2.Sağlık Harcamaları ve Ekonomik Büyüme İlişkisi

Sağlık harcamalarının ekonomik büyüme üzerindeki etkileri ile ilgili yapılan çalışmalar, çeşitli ülkelerde farklı bulgular sunmaktadır. Wang (2011) tarafından 1986-2007 döneminde 31 ülke için gerçekleştirilen çalışmada, sağlık harcamalarındaki artış ile ekonomik büyüme arasındaki nedensellik ilişkisi incelenmiş ve sağlık harcamalarının artışının ekonomik büyümeyi teşvik edebileceği sonucuna ulaşılmıştır. Ancak, ekonomik büyüme düzeyleri farklı olan ülkelerde sağlık harcamalarının büyümeye etkisinin farklılık gösterebileceği belirtilmiştir. Tang (2011) Malezya ekonomisinde yaptığı çalışmada, sağlıklı bireylerin ekonomik büyüme ve kalkınmada daha üretken olduğunu vurgulayarak, sağlık harcamalarının uzun vadeli ekonomik kalkınmada önemli bir rol oynadığını göstermiştir.

Selim vd. (2014) "Türkiye'de Sağlık Harcamalarının Ekonomik Büyüme Üzerindeki Etkisinin Ekonometrik Analizi" isimli çalışmasında, 27 AB üyesi ülke ile Türkiye'nin 2001-2011 yılları arasındaki kişi başı sağlık harcaması ve

ekonomik büyüme arasındaki ilişkileri incelemiş ve bu iki değişken arasında pozitif ve anlamlı bir ilişki tespit etmiştir. Akar (2014) Türkiye'de sağlık harcamaları ile ekonomik büyüme ilişkisini araştırmış ve uzun dönemde anlamlı bir ilişki bulmuştur. Aydemir ve Baylan (2015) ise 1998-2012 döneminde sağlık harcamalarından milli gelire doğru çift yönlü bir Granger nedensellik ilişkisi tespit etmiştir.

Maduka vd. (2016) Nijerya ekonomisinde 1970-2013 dönemini kapsayan çalışmasında, sağlık harcamalarının ekonomik büyümeye dolaylı olarak, sağlık sonuçları aracılığıyla etki ettiğini ortaya koymuştur. Erçelik (2018) çalışmasında, 1980-2015 dönemi için Türkiye'de sağlık harcamaları ile kişi başı milli gelir arasındaki uzun dönemli ilişkiyi incelemiş ve sağlık yatırımlarının üretkenliği artırarak milli geliri olumlu yönde etkilediğini belirtmiştir. Koç (2018) çalışmasında ise Türkiye'de sağlık harcamaları ile ekonomik büyüme arasında kısa dönemde çift yönlü bir nedensellik ilişkisi tespit edilmiştir.

Şen ve Bingöl (2018) Türkiye'de sağlık harcamaları ve ekonomik büyüme arasındaki ilişkiyi çeyrek dönemler itibarıyla incelemiş ve değişkenler arasında çift yönlü nedensellik bulmuşlardır. Kutlu (2021) tarafından yapılan çalışmada, sağlık harcamalarının ekonomik büyüme üzerindeki etkisi incelenmiş ve artan sağlık harcamalarının toplam faktör verimliliğini artırarak büyümeyi teşvik ettiği ortaya konmuştur. Torun (2023) çalışmasında ise sağlığa dayalı büyüme hipotezini test ederek, kişi başına sağlık harcamasındaki artışın GSYİH üzerinde pozitif etki yarattığını belirtmiştir.

Qehaja vd. (2023) Batı Balkan ülkeleri üzerinde kamu sağlık harcamaları ile ekonomik büyüme arasındaki ilişkiyi incelemiş ve yüksek düzeyde kamu harcaması olan ülkelerin ekonomik büyüme oranlarının daha yüksek olduğunu tespit etmiştir. Ancak, sağlık odaklı büyüme hipotezini desteklemeyen bazı sonuçlar da bulunmaktadır. Boussalem vd. (2014) Cezayir'de kamu sağlık harcamaları ile ekonomik büyüme arasındaki ilişkiyi incelediğinde, uzun vadeli bir nedensellik bulsalar da, kısa vadede bu ilişkiyi gözlemleyememiştir. Mehrara ve Musai (2011) İran ekonomisi üzerine yaptıkları çalışmada sağlık harcamalarının ekonomik büyümeye marjinal katkısının sınırlı olduğunu bulmuşlardır. Potrafke (2010) ve Çetin ve Ecevit (2010) tarafından yapılan çalışmalarda ise, kamu sağlık harcamalarının ekonomik büyüme üzerindeki etkisinin istatistiksel olarak anlamlı olmadığı tespit edilmiştir. Bu bulgular, sağlık harcamalarının ekonomik büyüme üzerindeki etkisinin ülkelere ve ekonomik bağlamlara göre değişiklik gösterdiğine işaret etmektedir.

2. Sağlık Harcamaları ve Büyüme İlişkisine Yönelik Ekonometrik Analiz

Bu başlıkta Türkiye'de ekonomik büyümenin bir bileşeni olduğu düşünülen toplam sağlık harcamalarının GSYH üzerindeki olası etkileri ekonometrik model kullanılarak çözümlenmektedir. Temel amaç, kamu ve özel sağlık harcamaları toplamının ekonomik büyüme üstündeki muhtemel yansımalarının varlığını ve yönünü kısa ve uzun vadede araştırmak ve test etmektir. Bu minvalde uzun dönemli bağlantının mevcudiyeti Otoregresif Dağıtılmış Gecikme Modeli (ARDL) kullanılarak; kısa dönemli bağlantının mevcudiyeti ise Hata Düzeltme Modeli kurularak sınanmıştır. Çalışmanın bu kısmında ekonometrik çözümlemeye ilişkin yöntem ile veri seti üzerine bilgiler sunarak matematiksel model kurularak analiz gerçekleştirilmiştir.

2.1. Araştırmanın Amacı, Sınırlılıklar ve Model

Çağımızda sosyal güvenlik sistemlerinin gelişimi ve kapsayıcılığının artması, ekonomi politikalarında bu sistemlerin revizyonunu da zorunlu kılmaktadır. Sistemlerin reformist politikalar bağlamında değişime uğraması kaçınılmaz olduğu gibi sistemin sosyo-ekonomik etkileri de kaçınılmazdır. Bu bağlamda sosyal güvenliğin ekonomi üzerindeki etkilerinin çeşitli makroekonomik göstergelerde karşımıza çıktığı görülmektedir. Bu etkilerden birinin de ekonomik büyüme üzerinde olduğu düşünülmektedir. Nitekim ekonomi üzerindeki etkileri sistemin bütçe açığı ya da fazlası yaratmasıyla ortaya çıkabilmektedir. Türkiye'nin uzun yıllardan bu yana sosyal güvenlik bütçe açığı yaşadığı ve bu açığı genel bütçe ile finanse ettiği düşünüldüğünde sosyal güvenlik harcamalarının büyüme üzerindeki etkilerinin değerlendirilmesi ve olası etkiler ışığında politika önerilerinin sunulması bir gereklilik olarak görülmektedir.

Türkiye'de kamu sektörü ve özel sektör dâhil olmak üzere sosyal güvenlik kapsamında sunulan sağlık hizmetlerine yapılan harcamalar sosyal güvenlik bütçe açıklarında önemli bir yere sahiptir. Bu veriler ışığında toplam sağlık harcamalarının ekonomik büyüme üzerinde etkisinin olup olmadığı ve olası etkilerinin hangi yönde olduğunun ekonometrik olarak çözülmesi amaçlanmıştır. Bu kapsamda 1980-2022 dönemi için Tablo 1'de yer verilen değişkenler kullanılarak bir ekonometrik model kurulmuştur.

Tablo1: Analizde Kullanılan Değişkenlere İlişkin Bilgiler

Değişken	Kısaltma	Açıklama	Kaynak
Gayri Safi Yurtiçi Harcama	GSYH	Veri TL cinsinden olup cari olarak elde edilmiş yıllık verilerdir. İlgili veri fiyat endeksi (2010:100) kullanılarak reele hale getirilmiştir. Ekonometrik analiz için seriye logaritmik dönüşüm uygulanmıştır. İlgili değişken bağımlı değişken olarak seçilmiştir.	WB
Sağlık Harcamaları	TSH	Veri TL cinsinden olup cari olarak elde edilmiş yıllık verilerdir. İlgili veri fiyat endeksi (2010:100) kullanılarak reel hale getirilmiştir. Ekonometrik analiz için seriye logaritmik dönüşüm uygulanmıştır. İlgili veri kamu ve özel toplamı sağlık harcamalarını içermektedir. İlgili değişken bağımsız değişken olarak modele dahil edilmiştir.	OECD
Sabit Sermaye Oluşumu	SSO	Veri TL cinsinden olup cari olarak elde edilmiş yıllık verilerdir. İlgili veri fiyat endeksi (2010:100) kullanılarak reele hale getirilmiştir. Ekonometrik analiz için seriye logaritmik dönüşüm uygulanmıştır. İlgili veri Gayrisafi sabit sermaye oluşumunu ifade etmektedir. İlgili değişken modele kontrol değişkeni olarak dahil edilmiştir.	WB

Sağlık harcamalarına ait veriler için 2023 yılına ait değerler tahmini değerler olduğundan ve kesinleşmediğinden ilgili yıl analizden çıkartılmış ve elde edilen son yıla ait veri olan 2022 yılı analiz için kullanılmıştır. Bu doğrultuda diğer değişkenler için de son yıl verisi olarak 2022 seçilmiştir. Veri setinin 1980

yılından itibaren başlatılması ise yine veri kısıtı sebebiyle tercih edilmiştir. Elde edilen cari veriler, Türkiye’nin uzun yıllar enflasyonist sürecin içinde olması münasebetiyle tüketici fiyat endeksine (2010:100) bölünerek reel hale getirilmiştir.

Çalışmada kurulan hipotez teorik temellere dayanarak toplam sağlık harcamaları ve büyüme arasındaki uzun dönemli ilişkinin varlığını EViews 10.0 paket programı aracılığı ile Otoresif Dağıtılmış Gecikme Modeli (ARDL) kullanılarak ortaya koymayı amaçlamaktadır. Modele kontrol değişkeni olarak teori ve literatür çerçevesinde GSYH ile eşbütünlük olduğu ve GSYH’i pozitif yönde etkilediği düşünülen “Sabit Sermaye Oluşumu” da eklenmiştir.

H₀: Türkiye’de toplam sağlık harcamaları ve GSYH arasında eşbütünlük ilişkisi yoktur.

H₁: Türkiye’de toplam sağlık harcamaları ve GSYH arasında eşbütünlük ilişkisi vardır.

Kurulan hipotezler yokluk hipotezine göre kurulmuş olup sağlık harcamalarının GSYH üzerinde etkisi ekonometrik analiz ile test edilecektir. Bu kapsamda kullanılacak yöntemin seçimi ve uygulanışı literatür çerçevesinde ele alınmaktadır.

2.2. Yöntem

Türkiye’de toplam sağlık harcamaları ve büyüme arasındaki uzun dönemli ilişkinin varlığının sınındığı bu çalışmada kurulan model, zaman serisi modellemesi ile analiz edilmiştir. Zaman serisi analizi, verilerin gün, ay, yıl gibi zaman dilimlerinde nasıl değiştiğini inceleyen bir istatistiksel analiz yöntemidir. Bir zaman serisi, belirli aralıklarla ölçülen verilerden verilerin yapısal özelliklerini ve trendlerini anlamayı amaçlar. Serileri olası değişken varyans ve otokorelasyona karşı koruyabilmek adına negatif işaret taşımayanların logaritmik dönüşümleri elde edilmeli ve model oluşturulmalıdır (Tari, 2011: 376).

Zaman serisi analizleri bazı ön koşulların varlığını gerekli kılmaktadır. Zaman serileri ile gerçekleştirilen regresyon analizlerinde verilerin zaman dilimlerinin birbiri ile aynı ve düzenli olması beklenir. Bu analizlerin en temel varsayımlardan biri kullanılan serilerin durağan yani bütünlük olması gerekliliğidir. Durağanlık, zaman serisinin ortalama ve varyansının zamanla değişmediği anlamına gelir ki durağan olmayan bir zaman serisi, yapısal değişimler ve trendler içerdiği için çözümlenmeye uygun değildir. Ayrıca bütünlük olmayan bir zaman serisinin hareketi ancak ele alınan dönem için değerlendirilebilir. Eğer bütünlük olmayan bir zaman serisi ile regresyon analizi yapılırsa “R²” değeri büyük çıkacağından sahte regresyon olgusu ile karşılaşılabilir (Gujarati, 2016: 320).

Serilerin bütünlük olup olmadıklarının anlaşılabilmesi için ilk olarak birim kök taşıyıp taşımadıkları tespit edilebilir. Bunun için yazında sıklıkla kullanılan "Augmented Dickey-Fuller (ADF) birim kök testi", "ADF-GLS birim kök testi", "KPSS birim kök testi", "Phillips-Perron Birim Kök Testi" ve "NG-Perron Birim Kök Testi" gibi testlerden yararlanılmaktadır. Birim kök testlerinde H₀: $\phi=1$ hipotezine karşılık H_A: $\phi<1$ hipotez test edilir. Alternatif hipotez kabul edildiğinde serinin durağan olduğu söylenir. Ancak uygulamada daha kullanışlı olması nedeniyle $\phi=1$ yerine $\gamma=(\phi-1)=0$ hipotezi test edilir. Bahsi geçen birim kök testleri yapısal kırılmaları dikkate almadan durağanlığı araştıran testlerdir. Bunun yanında ekonometrik analizlerde zaman serisinin uzun dönemli olması, bu dönemde meydana gelen ve değişkenlerin trendini ve/veya dönemsel etkilerini

değiştirilebilecek yapısal dönüşümleri, kırılmaları ya da krizleri içerebileceğini akıllara getirmektedir. Bu sebeplerle zaman serisi çalışmalarında yapılan yapısal kırılma testleri yapılmakta ve bu testler bir zaman serisinin içerisinde belirli bir noktada veya dönemde meydana gelen yapısal değişiklikleri tespit etmek için kullanılmaktadır.

Yapısal kırılma testleri literatürde yaygın olarak kullanılan testlerdir. Yaygın olarak kullanılan zaman serisinde tek kırılımı gösteren Zivot Andrews (1992), bir zaman serisinin belirli bir noktasında yapısal kırılma olup olmadığını test etmek için kullanılır. Bu test, serideki kırılmaları tespit etmek ve bu kırılmaların istatistiksel olarak anlamlı olup olmadığını değerlendirmek için kullanılır. Zivot-Andrews (1992) yapısal kırılmaların içsel olarak tahmin edilmesine olanak sağlayarak tek kırılmaya izin veren üç ayrı model bağlamında ele almaktadır. Ancak zaman serisinin uzunluğu yapısal kırılmanın birden fazla olma durumunu da gündeme getirmektedir. Lee Strazicich (LS) testi bu eksikliği gidererek kırılmaların yine içsel olarak belirlendiği ve iki kırılmaya izin veren bir test geliştirmişlerdir. LS'nin hesaplanmasında Model (A) sabitte kırılmaya izin veren, Model (B) eğimde kırılmaya izin veren ve Model (C) sabitte ve trendin eğiminde kırılmaya izin veren, modeller dikkate alınmıştır. LS testi sadece Model (A) ve Model (C) ile çalışmaktadır (Güner ve Azgün, 2019:150).

İlgili serilerin birim kök taşıyıp taşımadıkları Phillips-Perron (PP) Birim Kök Testi ile incelenmiştir. Dickey-Fuller testinde rassal hataların dağılımının istatistiksel olarak bağımsız ve sabit varyanslı olduğu varsayımı Phillips ve Perron (1988) tarafından geliştirilmiş ve non-parametrik yeni bir test yapılmıştır.

ARDL modelinde gecikme uzunluğunun tespiti de önemli bir durumdur. Çalışmada kullanılan Eviews 10.0 paket programı, ARDL modelini çözümlerken gecikme uzunluklarını otomatik belirleyerek en anlamlı modeli seçmektedir.

ARDL modelinde serilerin hangi mertebeden durağan olduklarına bakılmaksızın analiz gerçekleştirilebilir. Bu noktada tek şart serilerden herhangi birinin ikinci dereceden durağan olmamasıdır. Yani ilgili serilerden herhangi biri ya da birkaçı I(2)'de durağan ise ARDL Modeli kurulamaz (Durğun ve Durğun,2018:14). ARDL modelinde kullanılan sınır testi denklemi (1) numaralı eşitlikte yer almaktadır (Pesaran, vd., 2001: 16).

$$\Delta Y_t = \Psi_0 + \sum_{i=1}^m \Psi_{1i} \Delta Y_{t-i} + \sum_{i=0}^m \Psi_{2i} \Delta X_{1t-i} + \dots + \sum_{i=0}^m \Psi_{ki} \Delta X_{kt-i} + \xi_1 Y_{t-1} + \xi_2 Y_{t-1} + \dots + \xi_k X_{kt-1} + u_t \quad (1)$$

Modelde bağımlı değişken olarak ele alınan dizinin farkı kullanılır. Öncelikle modelin uygun gecikme uzunluğu tespit edilir ve ardından H_0 yokluk hipotezi test edilir. Eğer sınır testinden (Bounds Test) elde edilen F istatistiği alt ve üst sınırların arasındaysa kararsızlık, alt sınırın altındaysa H_0 hipotezinin kabulü ve üst sınırın üstündeyse H_0 hipotezi reddedilir. Yani F istatistik değerinin belirtilen üst sınırın üstünde olması durumunda seriler arasında bir eşbütünlüşme ilişkisinin varlığı kabul edilmektedir. Eşbütünlüşmenin varlığı ortaya konulduktan sonra tanısız testler yapılarak uzun dönemli ilişkiler ortaya konulmakta ve ardından hata düzeltme modeli kurulmaktadır. Tahmin edilen kısıtsız hata düzeltme modelinden; uzun dönem esnekliklerini elde etmek için negatif işaretli çarpılan gecikmeli bağımsız değişkenlerin katsayısı; bir gecikmeli olan (t-1) bağımlı değişkenin katsayısına bölünmektedir (Şimşek ve Kadılar,

2004: 30).

Hata düzeltme modelinden elde edilen hata terimine (ϵ_{t-1}) ait olasılık değerinin anlamlı olması ve katsayısının 0 ile -1 arasında olması gerekmektedir. Hata terimine ait katsayının -1 ve -2 arasında olması ise hata düzeltme sürecinin monoton biçimde doğrudan dengeye gelmek yerine uzun dönem değeri etrafında sönümleyici bir şekilde dalgalandığını ve bu sürecin ardından da hızla dengeye yakınsadığı sonucuna işaret eder (Narayan ve Smyth, 2006:339).

2.3. Uygulama ve Bulgular

Analize ait yöntem kısmında verilen bilgiler ışığında uygun regresyon denkleminin kurulabilmesi için öncelikle 1980-2022 dönemine ait yıllık verilerin tamamının, olası değişen varyans ve otokorelasyona karşı koruyabilmek adına logaritmik dönüşümleri gerçekleştirilmiştir. Seriler regresyon analizinde logaritmik dönüşümlü halleri ile kullanılmaktadır. Yöntem ışığında regresyon analizinin yapılabilmesi için serilerin birim kök taşıyıp taşımadıklarının tespit edilmesi gerekmektedir. Serilerin birim kök taşıyıp taşımadığının tespiti için ADF ve PP birim kök testleri yapılmıştır.

2.3.1. Birim Kök Testleri

Değişkenler arasında eşbütünlüşme ilişkisinin araştırılabilmesi için ilgili serilerin birim kök içerip içermediğinin araştırılması zaman serisi analizlerinde ön koşullardan birisidir. Bu ön koşulun sağlanıp sağlanmadığının tespiti amacıyla değişkenlere Phillips-Perron (PP) ve Augmented Dickey-Fuller birim kök testi analizleri gerçekleştirilmiştir.

Tablo 2: PP ve ADF Birim Kök Testi Sonuçları

ADF Birim Kök Testi					
Değişkenler	Düzyey I(0)	Birinci Fark I(1)	Kritik Değerler		
			%1	%5	%10
LNGSYH	-2.638.328	-6.729.175	-4.198.503	-	-3.192.902
LNTSH	-2.144.769	-6.555.495	-4.198.503	3.523.623*	-3.192.902
LNSSO	-2.497.038	-5.944.359	-4.198.503	-	-3.192.902
				3.523.623*	
PP Birim Kök Testi					
Değişkenler	Düzyey I(0)	Birinci Fark I(1)	Kritik Değerler		
			%1	%5	%10
LNGSYH	-2.638.328	-7.202.592	-4.198.503	-	-3.192.902
LNTSH	-2.281.162	-6.574.232	-4.198.503	3.523.623*	-3.192.902
LNSSO	-2.714.256	5.983.447	-4.198.503	-	-3.192.902
				3.523.623*	

Not: PP Testi için spektral tahmin yöntemi olarak Bartlett Kernel seçilmiş olup bant genişliğinin belirlenmesinde Newey-West Bandwidth kriteri kullanılmıştır. PP testi için %1, % 5, %10 güven aralığında Mac Kinnon (1996) kritik değerleri kullanılmıştır. ADF testi için bilgi kriteri olarak Schwarz Info seçilmiş ve gecikme uzunluğu 9 olarak alınmıştır. I(0) ve I(1) değerleri t istatistik değerlerini göstermektedir. *%5 güven aralığına göre** Sabit ve Trendli model.

Tablo 2'de PP ve ADF birim kök testine göre serilere ait sonuçlar raporlanmaktadır. ARDL Sınır testi analizinde kullanılacak olan serilerin birim kök taşıyıp taşımadıkları, PP test sonucunda tahmin edilen τ (tau) istatistik değerlerinin, MacKinnon (1996) tablo değerlerinden mutlak değer içerisinde

büyük olmasını gerekli kılmaktadır. LNGSYH serisi sabit terim içeren ve sabit-trendli modelde birim kök taşımaktadır. Tablo 2'ye göre serinin birinci derece farkı alındığında hem sabit terimli modelde hem sabit ve trend içeren modelde birim kök taşımadığı anlaşılmıştır. Yani LNGSYH serisi birinci farkında I(1) durağanlaşmaktadır. LNTSH bağımsız değişkeni de düzey değerleri itibariyle birim kök taşımakta ancak birinci farkı alındığında durağan hale gelmektedir. Benzer şekilde LNSSO serisinin de I(0)'da birim kök taşıırken I(1)'de birim kök taşımadığı ve durağanlaştığı ortaya konulmuştur. Değişkenler için sadece %5 anlamlılık düzeyinde değil %1 ve %10 anlam düzeyinde de aynı sonuçlara ulaşılmaktadır. Analizlerin güvenliği için ilgili seriler aynı zamanda ADF Testi ile de birim kök analizine tabi tutulmuştur. ADF test sonuçları da PP testini destekleyici biçimde sonuçlara işaret etmektedir. LNGSYH, LNTSH ve LNSSO serileri düzey değerleri ile birim kök taşıdıklarından serileri durağanlaştırabilmek için birinci dereceden farkları alınmıştır. Serilerin birinci derece farklarında tüm anlam düzeylerinde birim kök taşımadıkları anlaşılmaktadır.

İncelenen zaman serisinin uzunluğu ve ilgili dönem içerisinde Türkiye ekonomisinde meydana gelen ekonomik krizler ile sosyal güvenliğin yapısındaki reformlar, yapısal kırılma varlığının test edilmesini de gerekli kılmaktadır. Bu kapsamda çalışmada iki yapısal kırılmaya izin veren birim kök testlerinden LS kullanılarak serilerin yapısal kırılma altında durağanlıkları test edilmiştir. Eğer hesaplanan t istatistiği, Lee ve Strazicich (2003)'ün çalışmalarında belirlenen kritik değerden büyükse, birim kök hipotezi reddedilir. Böylece seride birim kök olduğu kabul edilir (Lee ve Strazicich, 2003:1084). Yani, yapısal kırılmalar altında birim kök vardır kararı verilir.

Bu çalışmada hem sabitte hem trendde kırılmalara izin verdiği için Model A'ya göre daha üstün olduğu değerlendirilen Model C (Güner ve Azgün, 2019: 150) kullanılmaktadır. Tablo 3'de gösterilen LS test sonuçlarına göre tüm değişkenlere ait "Minimum test statistic(tau)" değeri %5 anlam düzeyinde mutlak değer olarak kritik değerlerden küçüktür. Dolayısıyla değişkenlerin birim köke sahip olduğunu ifade eden H_0 kabul edilir. Değişkenler düzey değerleri ile durağan çıkmadığı için aynı işlem serilerin birinci farklarına tekrarlanmıştır. Elde edilen sonuçlara göre seriler I(1)'de durağan olmaktadır ve LNGSYH bağımlı değişkeni için 1984 ve 2001 yılları; LNTSH bağımsız değişkeni için 1984-1996 yılları; LNSSO kontrol değişkeni için 1999-2004 yılları yapısal kırılmalar olarak tespit edilmiştir.

Tablo 3: LS Yapısal Kırılmalı Birim Kök Testi

Değişkenler	Düzyer Değeri- I (0)		Birinci Fark- I (1)	
	İstatistik Değerleri	Kırılma Tarihleri	İstatistik Değerleri	Kırılma Tarihleri
LNGSYH	-6.312000 (-5.528440)	1993-1999	-6.175000 (-6.817454)	1984-2001
LNTSH	-6.152000 (-4.467944)	1987-2009	-5.779000 (-6.076091)	1984-1996
LNSSO	-6.312000 (-6.305861)	1993-1999	-6.268000 (-6.421159)	1999-2004

Not: Lee ve Strazicich Testi Kritik Değerler Tablosu için bkz (Lee ve Strazicich, 2003: 1084). Değerler % 5 anlam düzeyini göstermektedir. Model C sonuçları gösterilmektedir. Parantez içerisindeki değerler tau istatistik değerlerini göstermektedir.

Bağımlı ve bağımsız değişkenler I (2) düzeyinde durağan hale gelmediğinden ARDL Sınır testi için yeterli koşul sağlanmış ve analizde serilerin birinci farkları kullanılmıştır.

2.3.2. Model ve Tanısal Testler

Serilerin gecikmeli değerlerinin de tespiti amacıyla eşbütünlük ilişkisi ARDL modeli ile tahmin edilmiştir. Bu aşamada yapısal değişimlerin etkisinin belirlenebilmesi amacıyla LS testinden elde edilen yapısal kırılma tarihleri dikkate alınmıştır. Yapısal kırılma tarihleri olan 1984, 1996, 1999, 2001 ve 2004 yılları için sırasıyla dum1, dum2, dum3, dum4 ve dum5 kukla değişkenleri modele dâhil edilmiştir. ARDL modelinde ilk aşama olarak uygun gecikme uzunluğunun doğru bir şekilde tespit edilebilmesi analiz sonuçlarının güvenilirliği açısından önemlidir. Maksimum gecikme uzunluklarının tespit edilebilmesi amacıyla çeşitli bilgi kriterleri kullanılmaktadır.

Tablo 4. Uygun Gecikme Uzunluğunun Seçimi

Gecikme Uzunluğu	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	1.835.424	NA	8.75e-05	-0.829959	-0.699344	-0.783911
1	1.701.083	2.706.964	3.91e-08*	-8.546.394	-8.023934*	-8.362202*
2	1.753.663	8.526.571	4.84e-08	-8.344.126	-7.429.822	-8.021.791
3	1.829.610	1.108.415	5.37e-08	-8.268.164	-6.962.014	-7.807.685
4	1.913.775	1.091.868	5.84e-08	-8.236.623	-6.538.628	-7.638.000
5	2.014.927	1.148.212	6.01e-08	-8.296.904	-6.207.064	-7.560.137
6	2.204.027	18.39886*	4.05e-08	-8.832576*	-6.350.892	-7.957.666

Not: Likelihood Ratio (LR), Final Prediction Error (FPE), Akaike Information (AIC), Schwarz Information (SC), Hannan-Quinn (HQ).

Tablo 4'de ARDL modeli için 5 farklı bilgi kriterine göre 6 gecikmeye kadar bakılmıştır. İlgili sonuçlarda iki bilgi kriteri (LR ve AIC) bakımından gecikme uzunluğu 6, üç bilgi kriteri açısından (FPE, SC ve HQ) en uygun gecikme uzunluğu 1 olarak tespit edilmiştir. Model seçim kriteri olarak Schwarz Criteria'nın (Lütkepohl ve Reimers, 1992) seçildiği ARDL modelinde optimum gecikme uzunluklarına göre en uygun model ARDL (1,0,0) modeli olup uygun gecikme uzunluğunun tespitinin ardından regresyon denklemi LNGSYH bağımlı değişken, LNTSH ve LNSSO bağımsız değişkenler olmak üzere ARDL kısıtsız hata düzeltme modeli (ECM) aşağıda denklem (2)'de sunulmuştur.

$$\Delta \ln GSYH_t = \beta_0 + \beta_1 dum1 + \beta_2 dum2 + \beta_3 dum3 + \beta_4 dum4 + \beta_5 dum5 + \sum_{i=0}^{p-1} \beta_{6i} \Delta \ln GSYH_{t-i} + \sum_{j=0}^{r-1} \beta_{7j} \Delta \ln TSH_{t-j} + \sum_{k=0}^{s-1} \beta_{8k} \Delta \ln SSO_{t-k} + \gamma_1 ECT_{t-1} + \tau_t \quad (2)$$

Tablo 5: ARDL (1.0.0) Model Sonuçları

Değişkenler	Katsayılar	Std. Hata	t-İstatistik	Olasılık
FLOGGDP(-1)	-0.181655	0.115725	-1.569.715	0.1263
FLOGSSO	0.247047	0.026731	9.241.901	0.0000
FLOGTSH	0.058202	0.030571	1.903.822	0.0660
C	0.050962	0.005910	8.623.123	0.0000
R-squared	0.752237	Mean dependent var		0.045912
Adjusted R-squared	0.690296	S.D. dependent var		0.041073
S.E. of regression	0.022857	Akaike info criterion		-4.527899
Sum squared resid	0.016719	Schwarz criterion		-4.151749
Log likelihood	1.018219	Hannan-Quinn criter.		-4.390926
F-statistic	1.214443	Durbin-Watson stat		2.484161
Prob(F-statistic)	0.000000			

Tablo 5’de kurulan ARDL (1,0,0) modeli gösterilmektedir. Modelin bağımlı değişeni ne ölçüde açıkladığını gösteren R² (R-squared) değeri 0.752237’dir. Bu değer 0 ile 1 arasında olmakta ve 1’e yaklaştıkça modelin açıklama gücü artmaktadır. Benzer biçimde daha az örneklemli modellerde bakılması gereken düzeltilmiş R² (Adjusted R- squared) değeri de R² e yakındır. ARDL Sınır testi çözümlemesinin yapılarak hata düzeltme modelinin kurulması ve esneklik katsayılarının yorumlanabilmesi için modele ilişkin spesifikasyon testlerinin de yapılması gerekmektedir. Bu bağlamda öncelikle kurulan regresyon modelinde gereksiz değişken ya da ihmal edilen değişken sorununun olup olmadığına bakılması ve model kurma hatasının olup olmadığının belirlenmesi gereklidir. Bu bağlamda ARDL Sınır testine geçmeden önce modelde bu sınamanın gerçekleştirilebilmesi için Ramsey RESET Testi’ne başvurulmaktadır.

Tablo 6: Yapısal Testler

	Değer	Olasılık
Ramsey Reset Test	3.649.298	0.0654
Jarque- Bera	0.028158	0.986019
Breusch-Godfrey LM test	2.288.770	0.1188
Değişen Varyans	0.988141	0.4634

Tablo 6’da verilen test sonuçlarına göre Prob. değeri (0.0654>0.05) %5 anlam düzeyinde H₀ hipotezi kabul edilmiştir. Böylece modelde spesifikasyon hatası olmadığı sonucuna varılmaktadır.

Doğrusal regresyon modeli tahminlerinde hata terimi (u)’nun normal dağılımlı olması yani modeldeki değişkenlerin zaman serisi boyunca normal dağılım sergilemesi beklenmektedir. Bu itibarla çalışmada kurulan ilgili modele ilişkin hata terimlerinin normalliği Jarque Bera Test’i ile sınanmaktadır. Tablo 6’da normallik testine ait grafik ve istatistiki değerlere yer verilmektedir. Jarque Bera hesaplanan test değeri 0.028158 ve Prob değeri P=0.986019>0.05 olduğundan H₀ reddedilemez ve serinin kalıntıları normal dağılmaktadır.

Kurulan regresyon modelinde hata terimlerinin otokorelasyonsuz olması yani

birbirleriyle ilişkili olmaması da varsayımlardan biridir. Bu sorunun tespiti için ARDL modeli üzerinde Breusch-Godfrey LM testi gerçekleştirilebilmektedir. Eğer otekorelasyon tespit edilirse AR (1) sürecine geçilir. Tablo 6’ı ilgili teste ait Eviews 10.0 raporlaması gösterilmektedir. olasılık değeri $P=0.1188 >0.05$ olduğundan hata terimlerinin otekorelasyonsuz olduğu kabul edilmiştir.

Regresyon analizlerinde hata terimlerinin sabit varyanslı olması gerekliliği öncül varsayımlardan biridir. Bu amaçla ilgili modelde sabit varyans varsayımının sınanması için Heteroskedasticity Test: Breusch-Pagan-Godfrey uygulanmış ve elde edilen çıktılar Tablo 6’da raporlanmıştır. F istatistik değeri 0,988141 ve Prop F değeri 0.05’den büyük olduğundan seride değişen varyans sorunu olmadığı ve modelin sabit varyanslı olduğu kabul edilir.

2.3.3. ARDL Sınır Testi Uygulaması

Yapılan tanısal testlerin ardından kurulan regresyon modelinin varsayımlara uygun olduğu görülmektedir. Kurulan modelde bağımlı değişken ve bağımsız değişken arasındaki eşbütünlüşme ilişkisinin varlığı sınır testi ile çözümlenmektedir. Elde edilen F istatistik değeri, üst sınır değeri “I(1)”den büyükse değişkenler arasında en az bir tane eşbütünlüşme ilişkisinin var olduğu sonucuna ulaşılabilir (De Vita ve Abbot, 2002: 295).

Tablo 7: ARDL Sınır Testi ve Kritik Değerler

ARDL Sınır Testi Sonuçları		
F istatistiği	81.468802	
Optimum Gecikme Uzunluğu	ARDL(1,0,0)	
Kritik Değerler	Alt Sınır I (0)	Üst Sınır I (1)
%10	3.373	4.377
%5	4.133	5.26
%1	5.893	7.337

Tablo 7’de ARDL modelinin sınır testi sonuçları raporlanmıştır. Test sonucunda elde edilen F istatistiği değeri olan 81.468802, tüm anlam düzeylerindeki üst kritik değerleri aştığı için, H_0 yokluk hipotezi reddedilmiş ve H_1 hipotezi kabul edilmiştir. Bu sonuç, seriler arasında eşbütünlüşme ilişkisinin var olduğunu göstermektedir. Dolayısıyla, kurulan modelde bağımlı ve bağımsız değişkenler arasındaki uzun dönemli ilişki hakkında değerlendirmelerde bulunmak mümkündür.

Tablo 8: ARDL Uzun Dönem Tahmin Sonuçları

Değişkenler	Katsayı	Standart Hata	t-istatistik	Olasılık
LNSSO	0.209069	0.033076	6.320.869	0.0000
LNTSH	0.049254	0.025329	1.944.585	0.0607

Sabitli ve trendsiz kısıta göre kurulan ARDL (1,0,0) modeli uzun dönem katsayıları Tablo 8’deki gibidir. $EC = FLOGGDP - (0.2091 * FLOGSSO + 0.0493 * FLOGTSH)$ şeklinde elde edilen formalizasyona göre katsayılardan LNSSO %1 ve %5 güven aralığına göre anlamlı olup LNTSH ise %10 güven aralığında anlamlıdır. Sabit sermaye oluşumu ve toplam sağlık harcamaları açıklayıcı değişkenlerinin katsayı işaretleri pozitifdir. Bu durum teori ve literatürle uyumluluk sergilemektedir. Kontrol değişkeni olarak modele eklenen LNSSO, beklendiği üzere pozitif işaretli ve katsayısı yüksektir. Sabit sermaye

oluşumunda %1 artış olması durumunda LNGSYH %0.21 oranında artış göstermektedir. Türkiye’de toplam sağlık harcamaları ile LNGSYH arasındaki ilişki de aynı yödedir. LNTSH arttıkça LNGSYH’de artış kaydedildiği ancak oranın düşük olduğu görülmektedir. LNTSH’daki %1’lik artış LNGSYH’i %0.05 oranında artırmaktadır.

Tablo 9: Hata Düzeltme Modeli

Değişkenler	Katsayı	Standart Hata	t-istatistik	Olasılık
C	0.050962	0.015989	3.187319	0.0032
Dum1	-0.017661	0.016979	-1.040144	0.3061
Dum2	0.017934	0.014502	1.236594	0.2252
Dum3	-0.025810	0.020638	-1.250574	0.2202
Dum4	0.001641	0.020312	0.080814	0.9361
Dum5	0.011877	0.013786	0.861516	0.3954
CointEq(-1)*	-1.181655	0.073328	-1.611465	0.0000

Not:*p-değeri standart t dağılımı ile uyumsuzdur.

Uzun dönemli ilişkileri belirlerken, fark alma işleminden kaynaklanan veri kaybını azaltmak amacıyla hata düzeltme modeli kullanılmış ve kısa dönemde yaşanan şokların ne kadarının uzun dönemde etkisini sürdürdüğü ortaya konulmuştur. Hata düzeltme modeline dair elde edilen çıkarımlar Tablo 9’da sunulmuştur. Hata düzeltme katsayısını veren “CointEq(-1)” teriminin katsayısı beklendiği gibi negatif iken istatistiksel olarak da anlamlıdır. Hata düzeltme katsayısının negatif ve istatistiksel olarak anlamlı olması açıklayıcı değişkenler ile bağımlı değişken arasındaki uzun dönemli ilişkiyi doğrulamaktadır. Hata düzeltme değişkeninin katsayısı “-1.181655” olarak bulunmuştur. Bu katsayının “-1” ve “-2” arasında olması hata düzeltme sürecinin monoton biçimde doğrudan dengeye gelmek yerine uzun dönem değeri etrafında sönümleyici bir şekilde dalgalandığı ve bu sürecin ardından da hızla dengeye yakınsadığı anlamı çıkartılmaktadır (Narayan ve Smyth, 2006:339). Kısacası bu katsayı, LNSSO veya LNTSH’de meydana gelecek bir şokun, büyüme üzerindeki etkisinin kısa sürede kaybolacağını göstermektedir. Bu süreç ise yaklaşık 0,85 dönem (1/1.181655) yani yine yaklaşık yıl bazında 10.2 ayda dengeye gelmektedir.

Tablo 10: t Sınır İstatistiği Sonuçları

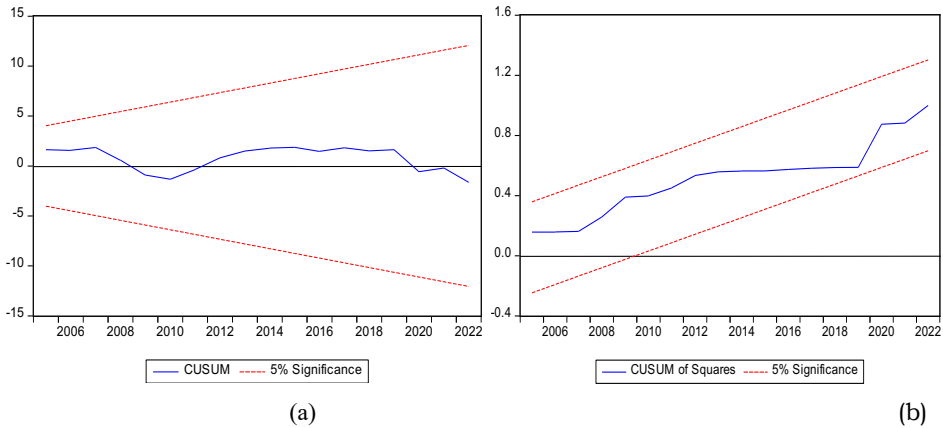
Test İstatistikleri	Değer	Kritik Değer	I (0)	I (1)
t-istatistik	-16.11465	%10	-2.57	-3.21
		%5	-2.86	-3.53
		%1	-3.13	-3.8

Hata düzeltme modelinden elde edilen sonuçlarda test istatistiğinin güvenli olduğu ancak standart t dağılımına uymadığından parametre değerinin güvensiz olduğu görülmektedir. Bu nedenle t istatistiğine dair sınır testine başvurulması gerekmektedir (Özkurt ve Bilgir, 2022: 295). Tablo 10’da t istatistik değerinin mutlak değer içinde %1, %5 ve %10 güven aralıklarından büyük olduğu

görülmekte ve değişkenler arasındaki eşbütünleşme ilişkisinin varlığı doğrulanmaktadır.

Son olarak kurulan modelde yapısal kırılmanın varlığı yani değişkenlerin istikrarlı olup olmadığı Brown vd. (1975) tarafından önerilen CUSUM ve CUSUMQ Testleri¹ ile gösterilmektedir. Şekil 1’in a ve b görsellerinde verilen test sonuçlarına göre % 5 anlam düzeyinde kritik sınırları gösteren kırmızı çizgiler arasında yer aldığı ve katsayıların istikrarlı olduğu görülmektedir.

Şekil 1: CUSUM ve CUSUMQ Testleri



Ampirik analizden elde edilen sonuçlar toplam sağlık harcamaları ile ekonomik büyüme arasındaki eşbütünleşme ilişkisini doğrulamaktadır. Sonuçlar Mushkin (1962)’in çalışmaları ile yazında yer edinen “Sağlık Odaklı Büyüme tezini destekler niteliktedir. Ayrıca Türkiye üzerine yapılan akademik çalışmalardan elde edilen sonuçlarla da örtüşmektedir (Bkz. Selim vd., 2014; Akar, 2014; Aydemir ve Baylan, 2015; Şen ve Bingöl, 2018, Erçelik, 2018; Torun, 2023).

SONUÇ VE ÖNERİLER

Bu çalışma, Türkiye’deki sosyal güvenlik sisteminin sağlık harcamaları yoluyla ekonomik büyüme üzerindeki etkisini inceleyerek sağlık harcamalarının GSYH’ye pozitif ancak sınırlı bir katkı sağladığını ortaya koymuştur. Bu sonuç mevcut literatür ile uyumlu olmakla birlikte, sağlık harcamalarının ekonomik büyümeyi desteklemede potansiyel taşıdığını ancak bunun sınırlı düzeyde gerçekleştiğini göstermektedir. Bu doğrultuda, ekonomik büyümeye daha yüksek katkı sağlamak için sağlık yatırımlarının artırılması, sosyal güvenlik finansmanında sürdürülebilirlik sağlanması ve sosyal güvenlik politikalarının ekonomik büyüme stratejileri ile uyumlu hale getirilmesi önem arz etmektedir. Sağlık altyapısının geliştirilmesi, sağlık hizmetlerine erişimin genişletilmesi ve kayıt dışı istihdamın azaltılması gibi adımlar, hem beşerî sermaye gelişimini destekleyerek iş gücü verimliliğini artırabilir hem de sosyal güvenlik sisteminin uzun vadeli sürdürülebilirliğine katkıda bulunarak ekonomik büyümeyi destekleyebilir. Sağlık harcamalarının büyüme üzerindeki olumlu etkisinin artırılabilmesi için sosyal güvenlik sisteminin aktüeryal dengesinde yaşanan sorunların çözümü ve geleceğe yönelik yapısal önlemlerin alınması gerekmektedir. Nitekim aktif/pasif dengesinde yaşanan bozulma SGS’nin finansman yapısını tehlikeye atmaktadır. Bu durum sağlık harcamalarının

büyüme üzerindeki etkisini daha fazla sınırlayabilir.

KAYNAKÇA

- Akar, S. (2014). "Türkiye'de Sağlık Harcamaları, Sağlık Harcamalarının Nisbi Fiyatı ve Ekonomik Büyüme Arasındaki İlişkinin İncelenmesi". *Yönetim ve Ekonomi Dergisi*, 21(1): 311-322. <https://doi.org/10.18657/yeccbu.70940>
- Atkinson, A. B. (1999). *The economic consequences of rolling back the welfare state*. MIT Press.
- Aydemir, C. ve Baylan, S. (2015). "Sağlık Harcamaları Ve Ekonomik Büyüme İlişkisi: Türkiye Üzerine Bir Uygulama". *Dicle Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü Dergisi*, 7(13). 417-435.
- Barr, N. (2012). *The Economics of the Welfare State*. Oxford University Press.
- Belletini, G. ve Ceroni, C.B. (2000). "Social Security Expenditure And Economic Growth: An Empirical Assessment". *Research in Economics*. 54: 249-275. <https://doi.org/10.1006/reec.2000.0231>
- Blau, J. ve Abramovitz, M. (2010). *The dynamics of social welfare policy*. (Third edition), Oxford University Press, USA.
- Bloom, D. E., Canning, D., ve Sevilla, J. (2004). *The Effect of Health on Economic Growth: A Production Function Approach*. *World Development*, 32(1), 1-13. <https://doi.org/10.1016/j.worlddev.2003.07.002>
- Boussalem, F., Boussalem, Z., ve Taiba, A. (2014). "The Relationship Between Public Spending on Health and Economic Growth in Algeria: Testing for co-integration and Causality". *International Journal of Business and Management*, 2(3), 25-39. https://www.iises.net/download/Soubory/soubory-puvodni/pp25-39_ijobmV2N3.pdf (04.11.2024).
- Çetin, M. ve Ecevit, E. (2010). "Sağlık Harcamalarının Ekonomik Büyüme Üzerindeki Etkisi: OECD Ülkeleri Üzerine Bir Panel Regresyon Analizi". *Doğuş Üniversitesi Dergisi*, 11(2).166-182.
- De Vita, G., ve Abbott, A. (2002), "Are Saving and Investment Cointegrated? An ARDL Bounds Testing Approach", *Economics Letter*, (77), 293-299. [https://doi.org/10.1016/S0165-1765\(02\)00139-8](https://doi.org/10.1016/S0165-1765(02)00139-8)
- Dudzevičiūtė, G., Šimelytė, A., ve Liučvaitienė, A. (2018). "Government Expenditure and Economic Growth in the European Union Countries". *International Journal of Social Economics*, 45(2), 372-386. <https://doi.org/10.1108/IJSE-12-2016-0365>
- Durğun, B. ve Durğun, F. (2018). "Yenilenebilir Enerji Tüketimi ile Ekonomik Büyüme Arasında Nedensellik İlişkisi: Türkiye Örneği", *International Review of Economics and Management*, 6(1), 1-27. <https://doi.org/10.18825/iremjournal.347200>
- Ehrlich, I. ve Zhong, J.G. (1998). "Social Security and the Real Economy: An Inquiry into Some Neglected Issues". *The American Economic Review*. 88(2): 151-157. <https://www.jstor.org/stable/116910> (04.10.2024).
- Erçelik, G. (2018). "The relationship between Health expenditure and economic growth in Turkey from 1980 to 2015". *Journal of Politics, Economy and Management (JOPEM)*, 1(1): 1-8.
- Gillion, C., (2005). *The development and reform of social security pensions: The approach of the International Labour Office*. International Labour Office. Social Security Department. <http://www.ilo.org/public/english/protection/socsec/pol/publ/exec.htm> (01.11.2014)
- Gujarati, D., (2016), *Örneklerle Ekonometri* (Çev. Nasip Bolatoğlu), (1. Baskı), BB101, Ankara.
- Güner, B., ve Azgün, S. (2019). "Türkiye'de Birincil Enerji Tüketimi ve Ekonomik Büyüme İlişkisi: Dinamik Bir Analiz". *Yüzüncü Yıl Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü Dergisi*, (46): 139-169.
- Holzmann, R., ve Hinz, R. (2005). *Old-Age Income Support in the 21st Century: An International Perspective on Pension Systems and Reform*. World Bank.
- ILO (International Labour Organization), (2021), "World Social Protection Report 2020-22",

Erişim: 19 Ocak 2023,
https://www.ilo.org/wcmsp5/groups/public/@ed_protect/@soc_sec/documents/publication/wcms_817572.pdf

- Kar, M. ve Taban, S. (2003). “Kamu Harcama Çeşitlerinin Ekonomik Büyüme Üzerine Etkileri”. *Ankara Üniversitesi SBF Dergisi*, 58(3): 145-169.
- Kara, O., Kurutkan, M. N., ve Çolak, M. (2016). “Sosyal Güvenlik Açığının Seçilmiş Makroekonomik Değişkenler ile İlişkisi: ARDL Sınır Testi Yaklaşımı”. *The Journal of Academic Social Science Studies*, 49: 205-224.
- Koç, O. E. (2018). “Sağlık harcamaları ve ekonomik büyüme ilişkisi: Türkiye üzerine bir nedensellik analizi”, https://www.researchgate.net/publication/337623661_SAGLIK_HARCAMALARI_ve_EKONOMIK_BUYUME_ILISKISI_TURKIYE_UZERINE_IR_NEDENSELLIK_ANALIZI (0411.2024).
- Kutlu, Ş.Ş. (2021). “Türkiye Ekonomisinde Sağlığa Dayalı Büyüme Hipotezinin Geçerliliğine İlişkin Ampirik Bir Analiz”. *Journal of Yasar University*, 16/64: 1808-1822. <https://doi.org/10.19168/jvasar.983816>
- Lee, C., ve Chang, C. (2006). “Social Security Expenditure and GDP in OECD Countries: A Cointegrated Panel Analysis”. *International Economic Journal*, 20(3): 303-320. <https://doi.org/10.1080/10168730600879372>
- Lee, J. ve Strazicich, M. C. (2003). “Minimum Lagrange Multiplier Unit Root Test With Two Structural Breaks”. *The Review of Economics and Statistics*, 85(4): 1082-1089. <https://doi.org/10.1162/003465303772815961>
- Loto, M.A. (2011), “Impact of Government Sectorial Expenditure on Economic Growth”, *Journal of Economics and International Finance*, 3(11): 645-652.
- Lütkepohl, H., ve Reimers, H. E. (1992). Impulse response analysis of cointegrated systems. *Journal of economic dynamics and control*, 16(1), 53-78.
- MacKinnon, J. G. (1996). Numerical distribution functions for unit root and cointegration tests. *Journal of applied econometrics*, 11(6), 601-618. [https://doi.org/10.1002/\(SICI\)1099-1255\(199611\)11:6<601::AID-JAE417>3.0.CO;2-T](https://doi.org/10.1002/(SICI)1099-1255(199611)11:6<601::AID-JAE417>3.0.CO;2-T)
- Maduka, A. C., Madichie, C. V., ve Ekesiobi, C. S. (2016). “Health Care Expenditure, Health Outcomes, and Economic Growth Nexus in Nigeria: A Toda-Yamamoto Causality Approach”. *Journal of Economics and International Finance*, 2(1): 1–10.
- Mehrara M, Musai M. (2011). “Health Expenditure and Economic Growth: an ARDL Approach for the Case of Iran. *J Econ Behav Study*, 3(4): 249–256. <https://doi.org/10.22610/jebs.v3i4.277>
- Mushkin, S. J. (1962). “Health as an Investment”. *Journal of Political Economy*, 70(5), Part 2: 129-157.
- Narayan, P. K. ve Smyth, R. (2006). “What determines migration flows from low-income to high-income countries? An empirical investigation of Fiji–Us migration 1972–2001”. *Contemporary Economic Policy*, 24(2): 332-342. <https://doi.org/10.1093/cep/byj019>
- Organ, İ., ve Yavuz, E. (2017). “Sosyal Güvenlik Sistemi Açıklarının Analizi Ve Ekonomi Üzerindeki Etkisi”. *Aydın İktisat Fakültesi Dergisi*, 2(1): 105-123.
- Özkurt, İ. C. ve Bilgir, B. (2022). Türkiye’de Turizm Gelirleri Ve Ekonomik Büyüme İlişkisi: ARDL Yaklaşımı”. *Uluslararası Yönetim İktisat Ve İşletme Dergisi*, 18(1): 277-303. <https://doi.org/10.17130/ijmeb.960782>
- Pesaran, M.H., Shin, Y., & Smith, R.J. (2001). “Bounds testing approaches to the analysis of level relationships”. *Journal of Applied Econometrics*, 16, 289-326. <https://doi.org/10.1002/jae.616>
- Potrafke, N. (2010). “The Growth of Public Health Expenditures in OECD Countries: Do Government Ideology and Electoral Motives Matter?”. *Journal of Health Economics*, 29(6): 797-810. <https://doi.org/10.1016/j.jhealeco.2010.07.008>
- Qehaja, S. S., Qehaja, D., Arber, H. O. T. I., ve Marovci, E. (2023). The relationship between government health expenditure and economic growth: Evidence from western Balkan countries. *International Journal of Applied Economics, Finance and Accounting*, 15(1), 10-

20. <https://doi.org/10.33094/ijaefa.v15i1.724>

- Schieber, S. J., ve Shoven, J. B. (1999). *The Real Deal: The History and Future of Social Security*. Yale University Press.
- Selim, S., Uysal, D. ve Eryiğit, P. (2014). "Türkiye'de Sağlık Harcamalarının Ekonomik Büyüme Üzerindeki Etkisinin Ekonometrik Analizi". *Niğde Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*, Ekim. 7(3): 13-24.
- Shivangi, S. (2017). "Impact of Social Security on Economic Growth in India". <http://crsgpp.nujs.edu/wp-content/uploads/2017/02/Article-10-Shilpa.pdf> (05.08.2018)
- Strauss, J., ve Thomas, D. (1998). "Health, Nutrition, and Economic Development". *Journal of Economic Literature*, 36(2), 766-817. <https://www.jstor.org/stable/2565122> (01.11.2024).
- Şen, A., ve Bingöl, N. (2018). "Sağlık Harcamaları ve Ekonomik Büyüme İlişkisi: Türkiye Örneği". *Akademik Yaklaşımlar Dergisi*, 9(1): 89-106.
- Şimşek, M. ve Kadılar, C. (2004), "Türkiye'nin İthalat Talebi Fonksiyonunun Sınır Testi Yaklaşımı ile Eşbütünlük Analizi: 1970-2002", *Doğuş Üniversitesi Dergisi*, 5(1): 27-34.
- Tang, F. C. (2011). "Multivariate Granger Causality and the Dynamic Relationship Between Health Care Spending, Income and Relative Price of Health Care in Malaysia". *Hitotsubashi Journal of Economics* 52: 199-214. <https://www.jstor.org/stable/43296255> (09.10.2024).
- Tarı, R., (2011), *Ekonometri*, (Gözden Geçirilmiş 7. Baskı), Kocaeli: Umuttepe Yayınları.
- Torun, M. (2023). "Sağlığa Dayalı Büyüme Hipotezinin Geçerliliğinin Test Edilmesi: Türkiye Örneği". *Anadolu Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*, 24(2): 111-126. <https://doi.org/10.53443/anadoluibfd.1245989>
- Ünal, S. ve Afşar, B. (2021). "Türkiye'de Sosyal Güvenlik Harcamaları ile Ekonomik Büyüme Arasındaki İlişki: Eşbütünlük Analizi ve Granger Nedensellik Testi". *Selçuk Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü Dergisi*, (45): 430-439. <https://doi.org/10.52642/susbed.929894>
- Wang, K.M. (2011). "Health care expenditure and economic growth: Quantile panel-type analysis", *Economic Modelling*, 28(14): 1536-1549, <https://doi.org/10.1016/j.econmod.2011.02.008>
- Yumuşak, İ. G., ve Yıldırım, D. Ç. (2009). Sağlık Harcamaları İktisadi Büyüme İlişkisi Üzerine Ekonometrik Bir İnceleme. *Bilgi Ekonomisi ve Yönetimi Dergisi*, 4(1), 57-70.
- Zhang, J. ve Zhang, J. (2004). "How Does Social Security Affect Economic Growth? Evidence from Cross-Country Data". *Journal of Population Economics*. 17(3): 473-500.
- Zivot, E., ve Andrews, D. W. (1992). "Further Evidence on the Great Crash, the Oil-Price Shock, and the Unit-Root Hypothesis". *Journal of Business and Economic Statistics*, 10(3): 251-270. <https://doi.org/10.1198/073500102753410372>