

## İŞSİZLİK ORANI İLE SOSYAL GÜVENLİK PRİMLERİ ARASINDAKİ İLİŞKİNİN ANALİZİ: EŞBÜTÜNLEŞME VE NEDENSELLİK TESTLERİNDEN KANITLAR

### A AN ANALYSIS OF THE NEXUS BETWEEN UNEMPLOYMENT RATE AND SOCIAL SECURITY CONTRIBUTIONS: EVIDENCE FROM COINTEGRATION AND CAUSALITY TESTS

Ali BALKI\*

\* Dr. Öğr. Üyesi, Afyon Kocatepe Üniversitesi, İİBF Maliye Bölümü, alibalki42@hotmail.com, ORCID: 0000-0002-7130-2001

MAKALE BİLGİSİ	ÖZ
<p><b>Gönderilme Tarihi</b> 09.10.2023</p> <p><b>Revizyon Tarihi</b> 21.10.2023</p> <p><b>Kabul Tarihi</b> 21.10.2023</p> <p><b>Makale Kategorisi</b> Araştırma Makalesi</p> <p><b>JEL Kodları</b> F43 H55 J64</p>	<p>Bu çalışmada işsizlik oranı ile sosyal güvenlik primleri ve ekonomik büyüme oranı arasındaki ilişkiler Türkiye örnekleminde 1988-2021 dönemi için araştırılmıştır. Genişletilmiş ARDL sınır testi ve Toda-Yamamoto nedensellik testinden elde edilen bulgular şu şekilde sıralanabilir: (i.) İşsizlik oranı, sosyal güvenlik primleri ve ekonomik büyüme oranı arasında uzun dönemde eşbütünleşme ilişkisi bulunmakta olup bu değişkenler birlikte hareket etmektedir. (ii.) Sosyal güvenlik primlerindeki %1'lik bir artış işsizlik oranını %0,36 artırmaktadır. (iii.) Ekonomik büyüme oranının %1 artması işsizlik oranını %0,51 azaltmaktadır. (iv.) Sosyal güvenlik primlerinden işsizlik oranına doğru; işsizlik oranından ekonomik büyümeye doğru ve ekonomik büyümeden sosyal güvenlik primlerine doğru tek yönlü nedensellik ilişkisi bulunmaktadır. Bu sonuçlardan hareketle, Türkiye'de işsizlik oranını düşürmek için sosyal güvenlik primlerini azaltacak, ekonomik büyümeye katkı sağlayacak politikalar izlenmelidir.</p> <p><b>Anahtar Kelimeler:</b> İşsizlik, Sosyal Güvenlik Primleri, Ekonomik Büyüme, A-ARDL, Toda-Yamamoto Nedensellik.</p>

ARTICLE INFO	ABSTRACT
<p><b>Received</b> 09.10.2023</p> <p><b>Revized</b> 21.10.2023</p> <p><b>Accepted</b> 21.10.2023</p> <p><b>Article</b></p> <p><b>Classification:</b> Research Article</p> <p><b>JEL Codes</b> F43 H55 J64</p>	<p>This study investigates the relationships between the unemployment rate, social security contributions, and economic growth rate in the Türkiye sample for 1988-2021. The findings from the augmented ARDL bounds test and the Toda-Yamamoto causality test can be listed as follows: (i.) There is a long-term cointegration relationship between the unemployment rate, social security contributions, and economic growth rate, and these variables move together. (ii.) A 1% increase in social security contributions increases the unemployment rate by 0.36%. (iii.) A 1% increase in the economic growth rate reduces the unemployment rate by 0.51%. (iv.) There is a one-way causality relationship from social security contributions to the unemployment rate, from the unemployment rate to economic growth, and from economic growth to social security contributions. Based on these results, policies that will reduce social security contributions and support economic growth should be followed to reduce the unemployment rate in Türkiye.</p> <p><b>Keywords:</b> Unemployment, Social Security Contributions, Economic Growth, A-ARDL, Toda-Yamamoto Causality.</p>

**Atıf (Citation):** Balkı, A. (2023). "İşsizlik Oranı ile Sosyal Güvenlik Primleri Arasındaki İlişkinin Analizi: Eşbütünleşme ve Nedensellik Testlerinden Kanıtlar", *Kapanaltı Dergisi*, (4): 142-154



Content of this journal is licensed under a Creative Commons Attribution-NonCommercial 4.0 International License

## Giriş

Sosyal güvenlik; evlilik, analık, çocukluk, hastalık veya yaralanma, işsizlik veya ölümden kaynaklanan maliyetleri karşılamak ve bireylerin çalışma kabiliyetlerinin kaybolması ya da kesintiye uğraması karşısında bireyleri koruyan kamu destekli bir dizi programı içeren sistemdir (Hyman, 1996, s. 260). Bu tanımdan hareketle sosyal güvenliğin temel amacının, bireylerin insanlık onuruna yaraşır biçimde yaşayabilecekleri asgari yaşam standartlarını sağlamak olduğu söylenebilir. Bu amaç doğrultusunda, dünya üzerindeki her ülkenin uyguladığı bir sosyal güvenlik sistemi bulunmaktadır. Sosyal devlet fonksiyonunu önceleyen ülkeler, bireylerin sosyal güvenlik hakkını kanuni güvence altına almıştır. Türkiye de 1982 Anayasasının 60. maddesi ile herkesin sosyal güvenlik hakkına sahip olduğunu anayasal güvenceye almıştır. Ayrıca bu madde, devlete sosyal güvenlik için gerekli tedbirleri alma ve ilgili sosyal güvenlik teşkilatını kurma görevini de vermektedir.

Genel olarak sosyal güvenlik sistemleri, kendine özgü kuralları ve ödeme programlarından dolayı karmaşık bir yapıya sahiptir (Rosen, 1991, s. 220). Modern anlamda ilk sosyal güvenlik programı, Almanya’da Otto von Bismark tarafından uygulanmıştır. Almanya’dan esinlenen Avusturya, İtalya, Lüksemburg gibi birçok Avrupa ülkesi de sosyal güvenlik programlarını hayata geçirmiştir. 1935 yılında Amerika Birleşik Devletleri’nde (ABD) çıkarılan sosyal güvenlik yasasında ilk kez “sosyal güvenlik” terimi kullanılmıştır (Saving, 2019). İlk uygulanan sosyal güvenlik programları, özellikle yaşam koşulları kötü olan işçi sınıfının yaşam koşullarını iyileştirmeyi hedefleyen sosyal sigorta sistemleridir. Modern anlamda tüm bireyleri kapsayan bir sosyal güvenlik sistemi ise 1942 yılında Beveridge Raporu ile İngiltere’de uygulanmaya başlamıştır (Sağbaş ve Balkı, 2018, s. 23). Türkiye’de sosyal güvenlik sisteminin başlangıcı 1946 yılında kurulan İşçi Sigortaları Kurumu’na dayanmaktadır. Bu kurumun ismi 1964 yılında Sosyal Sigortalar Kurumu olarak değiştirilmiştir. 1954 yılında kurulan Emekli Sandığı Genel Müdürlüğü, kamu çalışanlarının sosyal güvenliğini sağlarken 1972 yılında kurulan Bağ-Kur Genel Müdürlüğü ise kendi nam ve hesabına çalışanların sosyal güvenliğini sağlamıştır. 2006 yılına kadar sosyal güvenlik sistemi üç ayrı kurum tarafından yürütülmüştür. 2006 yılında yapılan düzenleme ile üç kurum Sosyal Güvenlik Kurumu (SGK) adı altında tek çatıda toplanmıştır. Böylelikle, sosyal güvenliğin hizmet sunumunda ve sigortalılık statülerinde uygulama birliği sağlanmıştır.

2006 yılında yürürlüğe giren, tüm maddeleriyle 01.10.2008 tarihinden itibaren uygulanmaya başlayan 5510 sayılı Sosyal Sigortalar ve Genel Sağlık Sigortası Kanunu ile çalışan tüm sigortalılar bu kanuna tabi olmuştur. Hizmet akdi ile bir işverene bağlı olarak çalışanlar (SSK’lılar), bu kanunun 4. maddesinin 1. fıkrasının (a) bendi kapsamında sigortalı sayılmışlar ve “4/a sigortalılar” olarak adlandırılmışlardır. Herhangi bir işverene bağlı olmadan kendi nam ve hesabına çalışanlar (Bağ-Kur’lular), bu kanunun 4. maddesinin 1. fıkrasının (b) bendi kapsamında sigortalı sayılmışlar ve “4/b sigortalılar” olarak adlandırılmışlardır. Emekli Sandığına tabi çalışan kamu görevlileri ise bu kanunun 4. maddesinin 1. fıkrasının (c) bendi kapsamında sigortalı sayılmışlar ve “4/c sigortalılar” olarak adlandırılmışlardır. 4/a, 4/b ve 4/c sigortalıların toplamı aktif sigortalıları oluştururken, bu sigortalılık statülerinden gelir ve aylık alanların toplamı ise pasif sigortalıları oluşturmaktadır.

Birçok ülkede olduğu gibi Türkiye’de de SGK’nın bütçesi, merkezi yönetim bütçesinden ayrıdır. Dolayısıyla, giderlerini kendi gelirleri ile finanse etmesi esastır. Ancak SGK’nın bütçesi, kurulduğu yıldan bu yana sürekli açık vermektedir. Bu açıklar her yıl merkezi yönetim bütçesinden yapılan mali transferlerle kapatılmaktadır. Bir sosyal güvenlik sisteminin mali açıdan sürdürülebilir olduğunun göstergesi aktif sigortalıların pasif sigortalılara oranıdır. Aktif/pasif oranı olarak ifade edilen bu oran Türkiye’de 2009-2021 döneminde ortalama 1,73 olmuştur (SGK, 2023). Mali açıdan sürdürülebilir bir sosyal güvenlik sisteminde, aktif/pasif oranının 4 olması beklenmektedir (Alper, 2018, s. 43). SGK, mali açıdan sürdürülebilir aktif/pasif oranının oldukça gerisindedir. Bu oranı yükseltmek için izlenebilecek politikalar; istihdamı teşvik ederek aktif sigortalı sayısını artırmak, emeklilik yaşını yükselterek bireylerin gelir ve aylık alma sürelerini kısaltmak, sosyal güvenlik prim oranlarını artırmak şeklinde

sıralanabilir. İzlenecek her bir politika SGK'nın gelirlerini etkilerken işsizlik, ekonomik büyüme gibi makroekonomik göstergeleri de etkileyecektir. Türkiye gibi gelişmekte olan ve gelirlerinin büyük çoğunluğu vergilerden oluşan ülkelerde, mali açıdan sürdürülebilir bir sosyal güvenlik sistemini kurmak ve yürütmek büyük önem arz etmektedir. Zira SGK'nın bütçesi açık verdikçe, kamu gelirlerinden SGK'ya ayrılan pay artacaktır. Bu noktadan hareketle çalışmanın amacı sosyal güvenlik primleri ile işsizlik ve ekonomik büyüme arasındaki ilişkiyi Türkiye örneğinde araştırmaktır. Bu amaç doğrultusunda 1988-2021 dönemine ait veriler, genişletilmiş ARDL (Augmented ARDL/A-ARDL) sınır testi yaklaşımı ve Toda-Yamamoto nedensellik testi aracılığıyla analiz edilmiştir.

Şimdiye kadar, sosyal güvenlik primleri ile işsizlik arasındaki ilişki, Türkiye örneğinde yalnızca Giray ve Çınar (2017) tarafından 1965-2015 dönemi itibarıyla incelenmiştir. Araştırmacılar, işsizlik oranını bağımlı değişken, sosyal güvenlik primlerinin gayrisafi yurtiçi hasılaya (GSYİH) ve vergi gelirlerine oranını bağımsız değişken olarak kullanmışlar ve ARDL sınır testi yaklaşımıyla eşbütünleşme ilişkisini iki ayrı modelde test etmişlerdir. Ancak modellerdeki bağımsız değişkenlerin, birim kök testi sonuçlarına göre durağan olmadığı tespit edilmiş olup ikinci düzeyde durağan "I(2)" olmadıklarına dair de herhangi bir bilgi bulunmamaktadır. Bu yüzden, sosyal güvenlik primleri ile işsizlik oranı arasındaki ilişkiye dair elde edilen ARDL sınır testi sonuçları yanıltıcı olabilir. Çünkü, Göksu'nun da (2022, ss. 861-862) belirttiği gibi, eşbütünleşme analizlerinde değişkenler durağan değilse elde edilen sonuçlar sahte regresyona sebebiyet vermektedir.

Uluslararası literatürde ise sosyal güvenlik primleri ile işsizlik ilişkisini inceleyen sınırlı sayıda çalışma bulunmaktadır. Bu çalışmalardan Steiner (1998), Almanya'da 1960-1994 dönemi verilerine uyguladığı OLS regresyon analizi sonucunda, sosyal güvenlik primleri ve işsizlik oranı arasında pozitif bir ilişkinin olduğunu tespit etmiştir. Buscher vd. (2001) ise çalışmalarında, Almanya için kısa ve orta vadede işsizlik ile sosyal güvenlik primleri arasında pozitif bir ilişkinin olduğunu tespit etmişlerdir. Ayrıca, istihdamı teşvik etmek için sosyal güvenlik primlerinde yapılacak indirimlerin neden olacağı gelir kaybı, dolaylı vergilerdeki artışlarla telafi edilebilir. Dewatripont vd. (1991) Belçika ekonomisi üzerine yaptıkları incelemede, sosyal güvenlik primlerinde yapılacak indirimlerin işsizliği azaltacağı bulgusuna ulaşmışlardır.

Öztürk (2021), sosyal güvenlik primlerinin ve vergi takozunun<sup>1</sup> işsizlik oranına etkisini Avrupa Birliği (AB) geçiş ekonomilerinden sekiz ülke örneğinde araştırmıştır. 2000-2019 dönemine ait verilerin panel eşbütünleşme ve nedensellik analizi sonuçlarına göre, sosyal güvenlik primleri ile işsizlik arasında uzun dönemde pozitif bir ilişki bulunmakta olup ilişkinin yönü sosyal güvenlik primlerinden işsizliğe doğrudur. Sosyal güvenlik primleri ile işsizlik arasında literatürdeki çalışmaların çoğu pozitif bir ilişkinin olduğunu bulsa da Van Rijckeghem (1997), Fransa'daki sosyal güvenlik primlerinde yapılan indirimlerin istihdamı olumsuz etkilediği, işsizliği artırdığı sonucuna ulaşmıştır. Türkiye örneğinde sosyal güvenlik primlerinin işsizlik oranına etkisini test etmek için yapılan bu çalışmada, literatürden farklı olarak ekonomik büyüme de dikkate alınmıştır. Ayrıca, sadece bağımsız değişkenlerin gecikmeli değerlerinin bağımlı değişken üzerindeki etkilerini ölçmeye yarayan ve nispeten yeni bir yöntem olan A-ARDL sınır testinin kullanılması da çalışmanın bir diğer özgün değeridir. Literatürdeki çalışmaların çoğu söz konusu ilişkilerin yönüne ilişkin herhangi bir bilgi vermezken bu çalışmada, değişkenler arasındaki ilişkilerin yönü Toda-Yamamoto nedensellik testi ile tahmin edilmiştir. Çalışmanın diğer bölümleri ise şu şekildedir: Birinci bölümde ilgili veri seti açıklanmıştır. İkinci bölümde, kurulan model ve uygulanan yöntem hakkında bilgi verilmiştir. Üçüncü bölümde, hem A-ARDL sınır testi hem de Toda-Yamamoto nedensellik

<sup>1</sup> Hizmet akdiyle bir işverene bağlı olarak çalışanların brüt ücretlerinden yapılan gelir vergisi ve sosyal güvenlik kesintilerinin toplamını ifade eden vergi takozu ile işsizlik ilişkisine dair geniş bir literatür bulunmaktadır. Ancak vergi takozu-işsizlik ilişkisinin incelenmesi, çalışmanın amaçları dışında olduğu için ilgili literatüre yer verilmemiştir. Bu ilişkiye dair ayrıntılı bilgi için Lehmann vd. (2016), Yilanci vd. (2019), Akalin (2021) gibi çalışmalara bakılabilir.

İŞSİZLİK ORANI İLE SOSYAL GÜVENLİK PRİMLERİ ARASINDAKİ İLİŞKİNİN ANALİZİ:  
EŞBÜTÜNLEŞME VE NEDENSELLİK TESTLERİNDEN KANITLAR

testinde elde edilen ampirik bulgular sunulmuştur. Sonuç bölümünde ise elde edilen bulguların literatürdeki diğer çalışmalarla örtüşen ve ayrışan yönleri tartışılarak politika önerilerinde bulunulmuştur.

## 2. Veri Seti

Türkiye örnekleminde işsizlik, sosyal güvenlik primleri ve ekonomik büyüme arasındaki ilişkiler test edilirken 1988-2021 dönemine ait yıllık veriler kullanılmıştır. Verilerin açıklamaları, kaynağı ve beklenen işaret değerleri aşağıda Tablo 1’de yer almaktadır. Buna göre; “işsizlik” işsizlik oranını, “sgk/tax” sosyal güvenlik primlerinin vergi gelirleri içindeki payını, “büyüme” ekonomik büyüme oranını göstermektedir. Literatürdeki ilgili çalışmalar incelendiğinde sosyal güvenlik primlerinin işsizliği pozitif etkilemesi beklenirken büyümenin işsizliği negatif etkilemesi beklenmektedir.

**Tablo 1:** Veri Açıklamaları

Kısaltma	Açıklama	Veri Kaynağı	Beklenen İşaret Değeri
işsizlik	İşsizlik Oranı	TÜİK	Bağımlı Değişken
sgk/tax	Sosyal Güvenlik Primlerinin Vergi Gelirleri İçindeki Payı	OECD	+
büyüme	Ekonomik Büyüme Oranı	Dünya Bankası	-

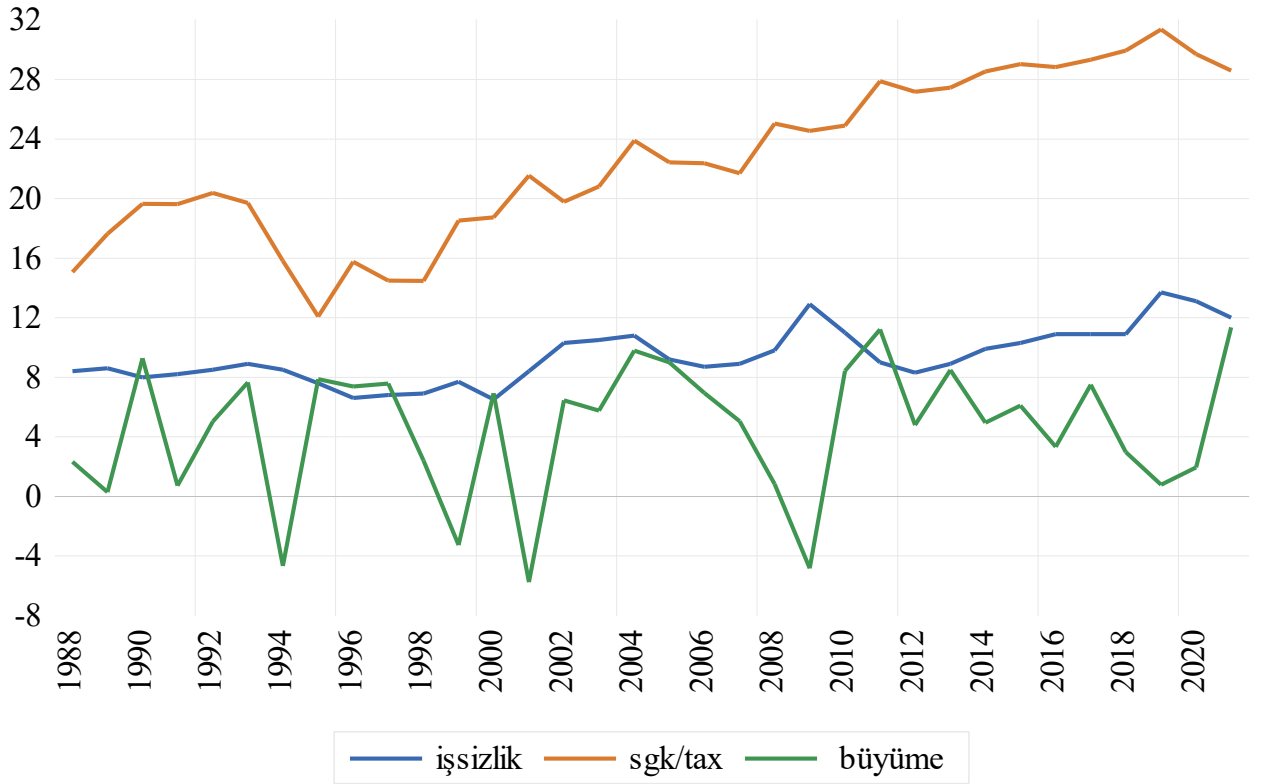
**Kaynak:** TÜİK (2023), OECD (2023) ve World Bank (2023).

Verilere ait korelasyon matrisi ve tanımlayıcı istatistikler aşağıda Tablo 2’de gösterilmiştir. Korelasyon matrisi incelendiğinde, bağımsız değişkenler arasındaki korelasyon katsayısı %75’ten küçük olduğu için (Albayrak, 2005) çoklu doğrusal bağlantı sorunu bulunmamaktadır. Bağımsız değişkenlerin bağımlı değişkenle olan ilişkilerinde, işsizlik ile sosyal güvenlik primleri arasında pozitif, işsizlik ile büyüme arasında negatif bir ilişki beklenmektedir. Jarque-Bera test istatistiklerinin olasılık değerleri, tüm değişkenlerin normal dağılıma uygun olduğunu göstermektedir.

**Tablo 2:** Korelasyon Matrisi ve Tanımlayıcı İstatistikler

Korelasyon Matrisi	işsizlik	sgk/tax	büyüme
işsizlik	1.000000		
sgk/tax	0.752736	1.000000	
büyüme	-0.078528	0.119787	1.000000
	işsizlik	sgk/tax	büyüme
Ortalama	9.400000	22.54985	4.546069
Medyan	8.900000	22.03700	5.403357
Maksimum	13.70000	31.35800	11.35350
Minimum	6.500000	12.07800	-5.750007
St. Hata	1.837323	5.389038	4.532475
Çarpıklık	0.544044	-0.091538	-0.728089
Basıklık	2.742099	1.877494	2.785927
Jarque-Bera	1.771470	1.832509	3.068897
Olasılık	0.412411	0.400014	0.215575
Gözlem Sayısı	34	34	34

Değişkenlerin ilgili dönemdeki seyrini gösteren zaman yolu grafikleri aşağıda Şekil 1’de yer almaktadır. Buna göre, en fazla volatilité ekonomik büyüme değişkenindedir. 1988-2021 döneminde Türkiye ekonomisi ortalama %4,6 oranında büyümüştür. Bu dönemde en yüksek büyüme oranı %11,4 ile 2021 yılında gerçekleşmiştir. Ekonomideki en fazla daralma ise %5,8 ile 2001 yılındadır. İlgili dönemde işsizlik oranı ortalama %9,4 olurken en yüksek %13,7 ile 2019 yılında, en düşük %6,5 ile 2000 yılında gerçekleşmiştir. Sosyal güvenlik primlerinin vergi gelirleri içindeki payı ise 1988-2021 döneminde ortalama %22,6 olmuştur. Bu oran işsizlik oranının da en yüksek olduğu 2019 yılında %31,4’e kadar çıkmıştır. En düşük ise %12,1 ile 1995 yılında gerçekleşmiştir.



Şekil 1: Zaman Yolu Grafikleri

### 3. Model ve Yöntem

İşsizlik, sosyal güvenlik primleri ve büyüme arasındaki ilişkileri Türkiye örnekleminde test etmek için kurulan model, (1) nolu denklemde gösterilmiştir. Bu modelin kurulmasında Giray ve Çınar (2017) ile Öztürk'ün (2021) çalışmalarında kurdukları modellerden esinlenilmiştir. Ancak literatürdeki mevcut modellerden farklı olarak bu modele ekonomik büyüme oranı da eklenmiştir. Modelde yer alan “işsizlik”, “sgk/tax” ve “büyüme” değişkenlerine ilişkin açıklamalar Tablo 1’de yer almaktadır. Buna göre sosyal güvenlik primlerinin katsayısını temsil eden  $\beta_1$ ’in pozitif, ekonomik büyüme oranının katsayısını temsil eden  $\beta_2$ ’nin ise negatif olması beklenmektedir. Modeldeki  $\varepsilon_t$  ise hata terimini göstermektedir.

$$işsizlik_t = \beta_0 + \beta_1 sgk/tax_t + \beta_2 büyüme_t + \varepsilon_t \quad (1)$$

Bu çalışmada, yöntem olarak eşbütünleşme analizi ve nedensellik testi tercih edilmiştir. Zaman serilerinde hangi eşbütünleşme analizinin uygulanacağını belirlemek için serilerin durağanlık seviyelerini belirlemek gerekir (Göksu, 2022, s. 862). Bunun için öncelikle geleneksel birim kök testleri arasında yer alan Dickey ve Fuller (1979) tarafından geliştirilen ADF birim kök testi ile Phillips ve Perron (1988) tarafından geliştirilen PP birim kök testi uygulanmıştır. Bunlara ilave olarak inceleme dönemindeki olası yapısal kırılmaları tespit etmek amacıyla Lee ve Strazicich’in (2003) geliştirdiği LS birim kök testi de uygulanmıştır. Eşbütünleşme analizinde ise Pesaran vd. (2001) tarafından önerilen ARDL sınır testi yaklaşımı benimsenmiştir. ARDL modelinin matematiksel formu (2) nolu denklemde gösterilmiştir.

$$işsizlik_t = \beta_0 + \sum_{i=1}^l \beta_{1i} \Delta işsizlik_{t-i} + \sum_{i=0}^l \beta_{2i} \Delta \frac{sgk}{tax}_{t-i} + \sum_{i=0}^l \beta_{3i} \Delta büyüme_{t-i} + \beta_4 işsizlik_{t-1} + \beta_5 \frac{sgk}{tax}_{t-1} + \beta_6 büyüme_{t-1} + \sigma_t \quad (2)$$

Denklemde yer alan “ $\Delta$ ” birinci fark operatörünü, “ $l$ ” gecikme uzunluğunu, “ $\beta_1, \beta_2, \beta_3$ ” kısa dönem katsayılarını, “ $\beta_4, \beta_5, \beta_6$ ” uzun dönem katsayılarını, “ $\beta_0$ ” sabit terimi, “ $\sigma_t$ ” artık değeri göstermektedir. Pesaran vd. (2001) ARDL yaklaşımında ilk olarak hem bağımlı değişkenin hem de bağımsız değişkenlerin gecikmeli değerlerini dikkate alan genel “F” sınır

İŞSİZLİK ORANI İLE SOSYAL GÜVENLİK PRİMLERİ ARASINDAKİ İLİŞKİNİN ANALİZİ:  
EŞBÜTÜNLEŞME VE NEDENSELLİK TESTLERİNDEN KANITLAR

testi (Overall F-bounds test =  $F_{OV-BOUNDS}$ ) önermişlerdir.  $F_{OV-BOUNDS}$  testinin boş ve alternatif hipotezleri sırasıyla “ $H_0: \beta_4 \dots \beta_6 = 0$ ” ve “ $H_A: \beta_4 \dots \beta_6 \neq 0$ ” şeklindedir. Hipotezlerin sınanmasında, elde edilecek  $F_{OV-BOUNDS}$  istatistik değerleri Narayan (2005) tarafından hesaplanan alt ve üst sınır kritik değerleriyle karşılaştırılacaktır.  $F_{OV-BOUNDS}$  değerlerinin üst sınır kritik değerlerini aşması halinde “ $H_0$ ” hipotezi reddedilerek eşbütünlük ilişkisi tespit edilmiş olacaktır. Pesaran vd.’nin (2001) önerdiği diğer test ise yalnızca bağımlı değişkenin gecikmeli değerini dikkate alan “t” sınır testidir (t-bounds test =  $t_{BOUNDS}$ ). Bu testinin boş hipotezi “ $H_0: \beta_4 = 0$ ” iken alternatif hipotezi “ $H_A: \beta_4 \neq 0$ ” şeklindedir. Hipotezlerin sınanmasında, elde edilen  $t_{BOUNDS}$  istatistik değerleri Pesaran vd.’nin (2001) hesapladığı alt ve üst sınır kritik değerleriyle karşılaştırılacak ve üst sınır kritik değerlerini aşması halinde “ $H_0$ ” hipotezi reddedilerek eşbütünlük ilişkisi tespit edilmiş olacaktır.

Bağımlı değişkeni açıklamada yalnızca bağımsız değişkenlerin gecikmeli değerlerini dikkate alan McNown vd. (2018) ile Sam vd. (2019) tarafından yeni bir yaklaşım daha geliştirilmiştir. Genişletilmiş ARDL (A-ARDL) olarak adlandırılan bu yaklaşım,  $F_{OV-BOUNDS}$  ve  $t_{BOUNDS}$  testlerine ilave olarak dışsal “F” sınır testi (Exogenous F-bounds test =  $F_{EX-BOUNDS}$ ) önermektedir.  $F_{EX-BOUNDS}$  testinin boş ve alternatif hipotezleri ise sırasıyla “ $H_0: \beta_5, \beta_6 = 0$ ” ve “ $H_A: \beta_5, \beta_6 \neq 0$ ” şeklindedir. Hipotezlerin sınanmasında, elde edilecek  $F_{EX-BOUNDS}$  istatistik değerleri Sam vd. (2019) tarafından hesaplanan alt ve üst sınır kritik değerleriyle karşılaştırılacaktır.  $F_{EX-BOUNDS}$  değerlerinin üst sınır kritik değerlerini aşması halinde “ $H_0$ ” hipotezi reddedilecek ve eşbütünlük ilişkisi tespit edilmiş olacaktır. Eşbütünlük analizi ve uzun dönem katsayılarının tahmininden sonra kısıtsız hata düzeltme modeli (Unrestricted Error Correction Model -UECM) ile kısa dönem katsayıları tahmin edilmiştir. UECM denkleminin matematiksel formu (3) nolu denklemde gösterilmiştir.

$$i\text{şsizlik}_t = \beta_0 + \sum_{i=1}^l \beta_{1i} \Delta i\text{şsizlik}_{t-i} + \sum_{i=0}^l \beta_{2i} \Delta \text{sgk}/\text{tax}_{t-i} + \sum_{i=0}^l \beta_{3i} \Delta \text{büyüme}_{t-i} + \delta ECT_{t-1} + \gamma_t \quad (3)$$

Eşbütünlük analizine ilave olarak değişkenler arasındaki olası ilişkilerin yönünü belirlemek için Toda ve Yamamoto (1995) tarafından geliştirilen Granger nedensellik testi uygulanmıştır. Bunun için ilk olarak uygun gecikme uzunluğu tespit edilmiş, ardından maksimum bütünlük derecesi ile VAR modeli tahmin edilmiştir. VAR modeli kapsamında oluşturulan denklemlerin matematiksel gösterimi şu şekildedir:

$$i\text{şsizlik}_t = \delta_0 + \sum_{i=1}^{k+d_{max}} \delta_{1i} i\text{şsizlik}_{t-i} + \sum_{i=1}^{k+d_{max}} \delta_{2i} \text{sgk}/\text{tax}_{t-i} + \varepsilon_{1t} \quad (4)$$

(4) nolu denklemde işsizlik bağımlı değişken iken sosyal güvenlik primleri bağımsız değişkendir. Bu denklemin boş hipotezi “sosyal güvenlik primlerinden işsizlik oranına doğru herhangi bir nedensellik ilişkisi yoktur ( $H_0: \text{sgk}/\text{tax} \not\Rightarrow i\text{şsizlik}$ ).” şeklindedir. Alternatif hipotezi ( $H_A: \text{sgk}/\text{tax} \Rightarrow i\text{şsizlik}$ ) ise nedensellik ilişkisini doğrulamaktadır.

$$\text{sgk}/\text{tax}_t = \delta_0 + \sum_{i=1}^{k+d_{max}} \delta_{3i} \text{sgk}/\text{tax}_{t-i} + \sum_{i=1}^{k+d_{max}} \delta_{4i} i\text{şsizlik}_{t-i} + \varepsilon_{2t} \quad (5)$$

Sosyal güvenlik primlerinin bağımlı değişken, işsizlik oranının ise bağımsız değişken olduğu (5) nolu denklemin boş hipotezine ( $H_0: i\text{şsizlik} \not\Rightarrow \text{sgk}/\text{tax}$ ) göre işsizlik oranından sosyal güvenlik primlerine doğru herhangi bir nedensellik ilişkisi yoktur. Alternatif hipotezi ( $H_A: i\text{şsizlik} \Rightarrow \text{sgk}/\text{tax}$ ) ise nedensellik ilişkisinin olduğunu göstermektedir. (4) ve (5) nolu

denklemlerde gösterilen formülasyonlar ve hipotezler, modeldeki diğer değişkenler arasındaki nedensellik ilişkilerinin (işsizlik-büyüme ve SGK/tax-büyüme) analizinde de uygulanmıştır.

### 3. Ampirik Bulgular

Eşbütünleşme analizlerinin ön koşulu, kullanılan verilerin durağanlık seviyelerinin belirlenmesidir. Seriler düzeyde ya da birinci farkta durağan “I(0) ya da I(1)” olduğunda ARDL prosedürü işletilebilir. Ancak hiçbir serinin ikinci farkta durağan “I(2)” olmaması gerekmektedir (Akçay, 2022). Bunun için modeldeki değişkenlere PP ve ADF birim kök testleri uygulanmıştır. Tablo 3’te yer alan PP birim kök testi sonuçlarına göre işsizlik ve sosyal güvenlik primleri birinci farkta durağan iken büyüme oranı düzeyde durağandır. ADF birim kök testi sonuçları ise işsizlik ve büyüme oranlarının düzeyde, sosyal güvenlik primlerinin birinci farkta durağan olduğunu göstermektedir.

**Tablo 3:** PP ve ADF Birim Kök Testi Sonuçları

PP	Düzye			Birinci Farkta			Karar
	Sabitli	Sabitli & Trendli	Sabitsiz & Trendsiz	Sabitli	Sabitli & Trendli	Sabitsiz & Trendsiz	
	t istatistiği	t istatistiği	t istatistiği	t istatistiği	t istatistiği	t istatistiği	
işsizlik	-1.5108	-2.3556	1.1984	-7.5224***	-8.4695***	-5.6983***	I(1)
sgk/tax	-1.1868	-2.3906	0.9750	-6.1581***	-6.0544***	-6.0697***	I(1)
büyüme	-	-7.6959***	-	-18.5499***	-18.1269***	-18.3859***	I(0)
	6.6682***		3.2134***				
ADF	Düzye			Birinci Farkta			Karar
	Sabitli	Sabitli & Trendli	Sabitsiz & Trendsiz	Sabitli	Sabitli & Trendli	Sabitsiz & Trendsiz	
	t istatistiği	t istatistiği	t istatistiği	t istatistiği	t istatistiği	t istatistiği	
işsizlik	-1.6395	-3.7519**	0.2222	-4.9548***	-4.8913***	-5.0051***	I(0)
sgk/tax	-0.8411	-2.3507	0.9021	-3.9893***	-3.5718***	-6.0298***	I(1)
büyüme	-	-5.9652***	-	-9.5298***	-9.3627***	-9.6709***	I(0)
	5.9587***		3.1688***				

**Not:** “\*\*\*” %5, “\*\*\*\*” %1 anlamlılık seviyesini ifade etmektedir. Serilerin durağanlık seviyelerine karar verilirken Sabitli & Trendli modeller esas alınmıştır.

Yapısal kırılmaları içsel olarak dikkate alan testlerden LS birim kök testi sonuçları aşağıda Tablo 4’te yer almaktadır. Buna göre, ADF birim kök testi sonuçlarına benzer şekilde işsizlik ve büyüme oranları düzeyde durağan iken sosyal güvenlik primleri birinci farkta durağandır. Hem geleneksel hem de yapısal kırılmalı birim kök testleri birlikte değerlendirildiğinde, bağımlı değişken olan işsizlik oranının I(0), bağımsız değişkenlerden büyüme oranının I(0), sosyal güvenlik primlerinin ise I(1) olduğuna karar verilmiştir.

**Tablo 4:** LS Birim Kök Testi Sonuçları

Değişkenler	Düzye			Birinci Farklarda			Karar
	Lag	Kırılma Dönemi	t istatistiği	Lag	Kırılma Dönemi	t istatistiği	
işsizlik	2	2000-2011	-5.950825**				I(0)
sgk/tax	1	1992-1997	-5.079048	1	1994-1998	-8.441056***	I(1)
büyüme	0	1992-2010	-6.218702**				I(0)

**Not:** “\*\*\*” %5, “\*\*\*\*” %1 anlamlılık seviyesini ifade etmektedir. Serilerin durağanlık seviyelerine karar verilirken Model C (Break): Kırılmalı Sabitli & Trendli modeller esas alınmıştır.

Değişkenler arasındaki eşbütünleşme ilişkisi analiz edilirken genişletilmiş ARDL (A-ARDL) yöntemi kullanılmıştır. Modelde bağımlı değişken (işsizlik oranı) düzeyde durağan – I(0) olduğu için  $F_{OV-BOUNDS}$  ve  $t_{BOUNDS}$  istatistikleriyle birlikte  $F_{EX-BOUNDS}$  istatistiği de hesaplanmıştır. Eşbütünleşme ilişkisinin olup olmadığına karar verilirken  $F_{OV-BOUNDS}$ ,  $t_{BOUNDS}$ , ve  $F_{EX-BOUNDS}$  istatistikleri sırasıyla Narayan vd. (2005), Pesaran vd. (2001) ve Sam vd. (2019) tarafından hesaplanan kritik değerlerle karşılaştırılmıştır. A-ARDL sınır testi sonucunda elde

İŞSİZLİK ORANI İLE SOSYAL GÜVENLİK PRİMLERİ ARASINDAKİ İLİŞKİNİN ANALİZİ:  
EŞBÜTÜNLEŞME VE NEDENSELLİK TESTLERİNDEN KANITLAR

edilen istatistik değerleri aşağıda Tablo 5'te yer almaktadır. Test istatistikleri kritik değerlerle karşılaştırılırken I(1) düzeyindeki en yüksek kritik değerler esas alınmıştır.

**Tablo 5: A-ARDL Sınır Testi Sonuçları**

<i>f</i> (işsizlik   sgk/tax, büyüme) ARDL (1, 0, 1) k:2 m:2 n:33	Test İstatistikleri		Sonuç
		<i>F<sub>OV-BOUNDS</sub></i>	10.08025***
	<i>t<sub>BOUNDS</sub></i>	-3.365713*	Eşbütünleşik
	<i>F<sub>EX-BOUNDS</sub></i>	14.08118***	Eşbütünleşik

Testler	Kritik Değerler						
	1%		5%		10%		
	I(0)	I(1)	I(0)	I(1)	I(0)	I(1)	
<i>F<sub>OV-BOUNDS</sub></i>	6.14	7.607	4.183	5.333	3.393	4.41	n:35
<i>t<sub>BOUNDS</sub></i>	-3.43	-4.1	-2.86	-3.53	-2.57	-3.21	-
<i>F<sub>EX-BOUNDS</sub></i>	5.35	8.75	3.31	5.64	2.48	4.43	n:35

**Not:** “\*” %10, “\*\*\*” %1 anlamlılık seviyesini, “k” bağımsız değişken sayısını, “m” maksimum gecikme uzunluğunu, “n” ise gözlem sayısını ifade etmektedir. A-ARDL sınır testi uygulanırken “Case 3” seçilmiş olup tahminler “AIC (Akaike Bilgi Kriteri)”ye göre yapılmıştır.

*F<sub>OV-BOUNDS</sub>* testi, bağımlı değişkeni açıklarken hem bağımlı değişkenin hem de bağımsız değişkenlerin gecikmeli değerlerini birlikte dikkate almaktadır. Tablo 5'e göre, *F<sub>OV-BOUNDS</sub>* testinin istatistik değeri “10,08” olarak hesaplanmıştır. Bu değer %1 anlamlılık düzeyinde I(1) için hesaplanan en yüksek kritik değerden büyüktür. Bu nedenle, değişkenler arasında eşbütünleşme ilişkisinin olduğuna karar verilmiştir. Yani, işsizlik oranı uzun dönemde hem işsizlik oranının kendi gecikmeli değeri hem de sosyal güvenlik primi ve büyüme oranının gecikmeli değerleriyle birlikte hareket etmektedir. Bağımlı değişkeni açıklamada yalnızca bağımlı değişkenin gecikmeli değerini dikkate alan *t<sub>BOUNDS</sub>* testinin istatistik değeri “-3.37” olarak hesaplanmıştır. Bu istatistiğin mutlak değeri %10 anlamlılık düzeyinde I(1) için hesaplanan en yüksek kritik değerden mutlak değerinden daha büyük olduğundan eşbütünleşme ilişkisi bulunmaktadır. Yani, uzun dönemde işsizlik oranı ile işsizlik oranının gecikmeli değerleri birlikte hareket etmektedir.

*F<sub>OV-BOUNDS</sub>* testi bağımlı değişkeni açıklarken bağımlı değişkenin kendi gecikmeli değerlerini de analize dahil etmektedir. bu ilişkiyi açıklarken işsizlik oranının gecikmeli değerlerini de modele dahil etmektedir. *F<sub>EX-BOUNDS</sub>* testi ise yalnızca bağımsız değişkenlerin gecikmeli değerleriyle bağımlı değişkeni açıkladığı için bağımlı ve bağımsız değişkenler arasında daha güçlü bir ilişkinin olduğunu göstermektedir. Ayrıca ARDL prosedüründe bağımlı değişken I(0) ise dejenere vakalarını ekarte etmek için *F<sub>EX-BOUNDS</sub>* testini de uygulamak gerekmektedir. Bu modelde *F<sub>EX-BOUNDS</sub>* testinin istatistik değeri “14,08” olarak hesaplanmıştır. Bu değer %1 anlamlılık düzeyinde I(1) için hesaplanan en yüksek kritik değerden büyük olduğundan eşbütünleşme ilişkisinin olduğuna karar verilmiştir. Yani, işsizlik oranı ile sosyal güvenlik primleri ve büyüme oranı uzun dönemde birlikte hareket etmektedir.

ARDL sınır testinde tahmin edilen kısa ve uzun dönem katsayıları ile tahmin sonuçlarının tutarlılığını gösteren tanısal testlerden elde edilen sonuçlar aşağıda Tablo 6'da yer almaktadır. Uzun dönem katsayı tahmin sonuçları incelendiğinde, sosyal güvenlik primlerinin katsayısı “0,36” olarak hesaplanmış olup %1 düzeyinde anlamlıdır. Buna göre, sosyal güvenlik primlerindeki %1'lik bir artış (azalış) işsizlik oranını %0,36 artırmaktadır (azaltmaktadır). Ekonomik büyüme oranının uzun dönem katsayısı ise “-0,51” olarak hesaplanmış olup istatistiki olarak %5 düzeyinde anlamlıdır. Buna göre, ekonomik büyüme oranındaki %1'lik bir artış (azalış) işsizlik oranını %0,51 azaltmaktadır (artırmaktadır).

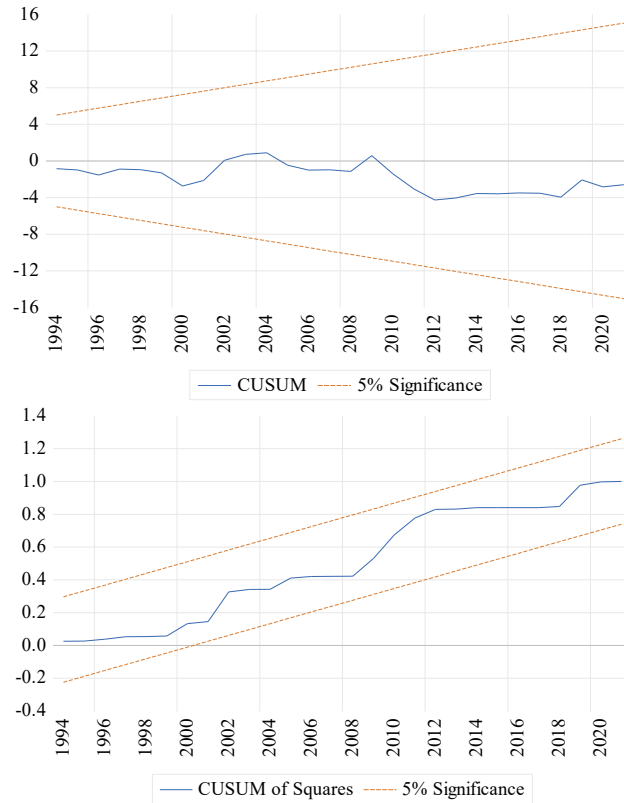


**Tablo 6: ARDL Tahmin Sonuçları**

a) Uzun dönem (Bağımlı değişken: işsizlik)	Katsayılar	t istatistiği
sgk/tax	0.357154***	4.713158
büyüme	-0.504468**	-2.688550
b) Kısa dönem (Bağımlı değişken: işsizlik)	Katsayılar	t istatistiği
C	1.527985***	5.431795
$\Delta$ (büyüme)	-0.129918***	-5.520798
ECT <sub>t-1</sub>	-0.409785***	-5.692171
c) Tanısal testler	Test değeri	Olasılık
Jarque-Bera normallik testi	0.497402	0.7798
Breusch-Godfrey serisel korelasyon LM testi	1.129558	0.5685
Breusch-Pagan-Godfrey değişen varyans testi	3.489542	0.4795
ARCH değişen varyans testi	0.430884	0.5116
Ramsey RESET testi	0.143316	0.7050

**Not:** “\*” %10, “\*\*” %5, “\*\*\*” %1 anlamlılık seviyesini; “ $\Delta$ ” birinci fark operatörünü; “DUM” kukla değişkeni; “ECT” hata düzeltme terimini ifade etmektedir.

Tablo 6’da yer alan kısa dönem tahmin sonuçları incelendiğinde, işsizlik oranı üzerinde yalnızca ekonomik büyüme oranının birinci derece gecikmeli değerinin etkili ve istatistiki olarak anlamlı olduğu tespit edilmiştir. ECT katsayısı, negatif (-0,41) ve %1 düzeyinde anlamlıdır. Bu sonuç, kısa dönemde işsizlik oranında ortaya çıkacak bir şokun yaklaşık %41’inin uzun dönemde düzeltilebileceğini göstermektedir. Tanısal test sonuçlarına göre; modelin normal dağılıma uygun olduğu, değişen varyans ve otokorelasyon sorunu ile fonksiyonel form hatasının olmadığı tespit edilmiştir. Aşağıda Şekil 2’de yer alan CUSUM testi sonuçlarına göre, kurulan modelin %95 güven aralığında istikrarlı olduğu görülmektedir.

**Şekil 2: CUSUM Testi Sonuç Grafikleri**

1988-2021 döneminde işsizlik ile sosyal güvenlik primleri ve ekonomik büyüme arasında eşbütünlük ilişkisi tespit edilmiş olsa da bu sonuç, ilişkinin yönü hakkında herhangi bir

İŞSİZLİK ORANI İLE SOSYAL GÜVENLİK PRİMLERİ ARASINDAKİ İLİŞKİNİN ANALİZİ:  
EŞBÜTÜNLEŞME VE NEDENSELLİK TESTLERİNDEN KANITLAR

çıkarmada bulunmamaktadır. Bunun için değişkenlere nedensellik testinin uygulanması gerekir. Modeldeki değişkenler farklı seviyelerde durağan olduğu için nedensellik testinde Toda-Yamamoto yöntemi tercih edilmiştir. Bunun için ilk başta en uygun gecikme uzunluğunun belirlenmesi gerekmektedir. Aşağıda Tablo 7’de yer alan gecikme uzunluğu kriterlerine göre, 1988-2021 dönemi için en uygun gecikme uzunluğu 1 (bir) olarak belirlenmiştir. Birim kök testi sonuçlarına göre serilerin en yüksek entegre olma derecesi  $d_{max}=1$  olduğundan nedensellik testinde gerekli olan  $k+d_{max}$  seviyesinin 2 (iki) olduğu sonucuna ulaşılmıştır.

**Tablo 7:** VAR Gecikme Uzunluğu Kriterleri

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	-242.4870	NA	924.6066	15.34294	15.48035	15.38849
1	-192.6646	87.18926*	72.37410*	12.79154*	13.34119*	12.97373*
2	-188.0538	7.204346	96.91060	13.06586	14.02775	13.38470

**Not:** “\*” uygun gecikme uzunluğunu, “LR” ardışık modifiye edilmiş LR testini, “FPE” son kestirim hatasını, “AIC” Akaike bilgi kriterini, “SC” Schwarz bilgi kriterini, “HQ” Hannan-Quinn bilgi kriterini ifade etmektedir.

Gecikme uzunluğunun belirlenmesinin ardından yapılan Toda-Yamamoto nedensellik testi sonuçları Tablo 8’de sunulmuştur. Buna göre, istatistiki olarak %1 anlamlılık düzeyinde sosyal güvenlik primlerinden işsizlik oranına doğru ve işsizlik oranından ekonomik büyümeye doğru tek yönlü nedensellik ilişkisinin olduğu tespit edilmiştir. Sosyal güvenlik primlerinden işsizlik oranına doğru nedensellik ilişkisinin olması, A-ARDL sınır testi sonuçlarını desteklemektedir. Ayrıca %5 anlamlılık düzeyinde, ekonomik büyümeden sosyal güvenlik primlerine doğru tek yönlü nedensellik ilişkisi bulunmaktadır.

**Tablo 8:** Toda-Yamamoto Nedensellik Testi Sonuçları

$H_0$	$k+d_{max}$	Wald istatistiği	p değeri	Karar	Nedenselliğin yönü
$sgk/tax \neq işsizlik$	1+1=2	11.95858***	0,0005	$H_0$ Ret	$sgk/tax \Rightarrow işsizlik$
$işsizlik \neq sgk/tax$	1+1=2	0.827646	0.3630	$H_0$ Kabul	$işsizlik \neq sgk/tax$
$büyüme \neq işsizlik$	1+1=2	0.204482	0.6511	$H_0$ Kabul	$büyüme \neq işsizlik$
$işsizlik \neq büyüme$	1+1=2	8.471079***	0.0036	$H_0$ Ret	$işsizlik \Rightarrow büyüme$
$sgk/tax \neq büyüme$	1+1=2	2.282288	0.1309	$H_0$ Kabul	$sgk/tax \neq büyüme$
$büyüme \neq sgk/tax$	1+1=2	4.063629**	0.0438	$H_0$ Ret	$büyüme \Rightarrow sgk/tax$

**Not:** “\*\*” %5, “\*\*\*” %1 anlamlılık seviyesini ifade etmektedir

#### 4. Sonuç

Sosyal güvenlik primlerinin işsizlik üzerindeki etkisine odaklanan bu çalışma, Türkiye örneklemini için 1988-2021 dönemini analiz etmektedir. Hem klasik hem de genişletilmiş ARDL sınır testi yaklaşımı aracılığıyla yapılan analizlerde bağımlı değişken işsizlik oranı iken bağımsız değişkenler sosyal güvenlik primleri ve ekonomik büyüme oranıdır. Değişkenlerin birim kök testi sonuçlarına göre, işsizlik ve ekonomik büyüme oranları düzeyde durağan iken sosyal güvenlik primleri birinci farkta durağandır. A-ARDL sınır testi sonuçlarına göre, değişkenler arasında eşbütünlük ilişkisi tespit edilmiştir. Yani işsizlik oranı ile sosyal güvenlik primleri ve ekonomik büyüme oranı uzun dönemde birlikte hareket etmektedirler.

A-ARDL testinin uzun dönem katsayı tahmin sonuçlarına göre, işsizlik oranı ile sosyal güvenlik primleri arasında pozitif ve istatistiki olarak anlamlı bir ilişki bulunmaktadır. Bu ilişki, sosyal güvenlik primlerindeki artışların işsizlik oranını artıracaklarını, azalışların ise işsizlik oranını azaltacağını göstermektedir. Ayrıca, Toda-Yamamoto nedensellik testine göre, sosyal güvenlik primlerinden işsizlik oranına doğru tek yönlü ve istatistiki olarak anlamlı bir ilişki bulunmaktadır. Elde edilen bu sonuçlar, literatürde sosyal güvenlik primleri ile işsizlik arasında pozitif bir ilişki tespit eden Dewatripont vd. (1991), Steiner (1998), Buscher vd. (2001) ve Öztürk’ün (2021) sonuçlarıyla örtüşürken Van Rijckeghem’in (1997) çalışmasının sonuçlarından ayrılmaktadır.

Modeldeki diğer bağımsız değişken ekonomik büyüme ile işsizlik oranı arasında ise negatif ve istatistiki olarak anlamlı bir ilişkinin olduğu tespit edilmiştir. Nedensellik testinde ise işsizlik oranlarından ekonomik büyümeye doğru tek yönlü bir nedensellik bulgusuna ulaşılmıştır. Ayrıca, ekonomik büyüme ile sosyal güvenlik primleri arasındaki nedensellik ilişkisini yönü, ekonomik büyümeden sosyal güvenlik primlerine doğru tek yönlüdür. Bu sonuçlardan hareketle, politikacılar işsizlik oranlarını düşürmek için sosyal güvenlik primlerinde indirime gitmelidirler. SGK'nın aktif/pasif oranı dikkate alındığında, yapılan indirimler bu oranı aşağı çekeceği için dikkatli olunmalıdır. Mali açıdan sürdürülebilir bir sosyal güvenlik sisteminin sağlanabilmesi için yapılacak indirimlerin olası etkileri iyi analiz edilmelidir. Ekonomik büyümeyi önceleyen teşvik programları ise istihdama katkı sağlayarak işsizliği azaltacaktır. Ancak unutulmamalıdır ki çalışmadan elde edilen sonuçlar, Türkiye örneğinde 1988-2021 dönemi ile sınırlıdır. Bu çalışmada yapılan analizlerde, toplam sosyal güvenlik primlerinin vergi gelirlerine oranı kullanılmıştır. Gelecek çalışmalarda, sosyal güvenlik primlerinin işveren ve işçi paylarının ayrıştırılarak analiz edilmesi daha etkili sonuçlar ortaya koyabilir.

**Yazar Katkı Oranı (Author Contributions):** Ali BALKI (%100)

**Yazarın Etik Sorumlulukları (Ethical Responsibilities of Authors):** Bu çalışma bilimsel araştırma ve yayın etiği kurallarına uygun olarak hazırlanmıştır.

**Çıkar Çatışması (Conflicts of Interest):** Çalışmadan kaynaklı çıkar çatışması bulunmamaktadır.

**İntihal Denetimi (Plagiarism Checking):** Bu çalışma intihal tarama programı kullanılarak intihal taramasından geçirilmiştir.

**KAYNAKÇA**

- Akalin, G. (2021). "OECD Ülkelerinde Vergi Takozu ve İşsizlik İlişkisi". *Uluslararası Ekonomi ve Yenilik Dergisi*, 7(1): 37-49.
- Akçay, S. (2022). "Remittances and Income Inequality in the Philippines". *Asian-Pacific Economic Literature*, 36(1): 30-47.
- Alper, Y. (2018). *Türk Sosyal Güvenlik Sistemi ve Sosyal Sigortalar Hukuku*. Bursa: Dora Basım-Yayın Dağıtım.
- Buscher, H. S., Buslei, H., Göggelmann, K., Koschel, H., Schmidt, T. F., Steiner, V. & Winker, P. (2001). "Empirical Macro Models Under Test. A Comparative Simulation Study of the Employment Effects of a Revenue Neutral Cut in Social Security Contributions". *Economic Modelling*, 18(3): 455-474.
- Dewatripont, C., Erlich, S., Ginsburgh, V. & Van Regemorter, D. (1991). "The effects on Unemployment of Reducing Social Security Contributions: A General Equilibrium Analysis for Belgium". *De Economist*, 139: 272-290.
- Dickey, D. A. & Fuller, W. A. (1979). "Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root". *Journal of the American Statistical Association*, 74(366a): 427-431.
- Giray, F. & Çınar, M. (2017). "The Impact on Unemployment of Social Security Contributions: The Empirical Analysis in Turkey". *European Journal of Multidisciplinary Studies*, 2(6): 142-150.
- Göksu, S. (2022). "Plastik Kart Harcamaları Hanehalkı Özel Tüketim Harcamaları Üzerinde Etkili mi? ARDL Yönteminden Ampirik Kanıtlar". *İstanbul İktisat Dergisi*, 72(2): 847-875.
- Hyman, D. N. (1996). *Public Finance: A Contemporary Application of Theory to Practice*. New York: The Dryden Press.
- Lee, J. ve Strazicich, M. C. (2003). "Minimum Lagrange Multiplier Unit Root Test with Two Structural Breaks". *Review of Economics and Statistics*, 85(4): 1082-1089.
- Lehmann, E., Lucifora, C., Moriconi, S. & Van der Linden, B. (2016). "Beyond the Labour Income Tax Wedge: The Unemployment-Reducing Effect of Tax Progressivity". *International Tax and Public Finance*, 23: 454-489.
- McNown, R., Sam, C. Y. & Goh, S. K. (2018). Bootstrapping the Autoregressive Distributed Lag Test for Cointegration. *Applied Economics*, 50(13): 1509-1521.
- Narayan, P. K. (2005). "The Saving and Investment Nexus for China: Evidence from Cointegration Tests". *Applied Economics*, 37(17): 1979-1990.
- OECD. (2023). OECD Data. <https://data.oecd.org/>, (Erişim: 11.08.2023)
- Öztürk, Ö. F. (2021). "Impact of Tax Wedge and Social Security Contributions on the Unemployment: Evidence from Selected EU Transition Economies". *Uluslararası Bankacılık Ekonomi ve Yönetim Araştırmaları Dergisi*, 4(2): 59-77.
- 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.
- Phillips, P. C. B. & Perron, P. (1988). "Testing for a Unit Root in Time Series Regression". *Biometrika*, 75(2): 335-346.
- Rosen, H. S. (1991). *Public Finance*. Boston: Irwin Press.

- Sağbaşı, İ. & Balkı, A. (2018). “Sağlık Sektörü Regülasyonlarının Kamu veya Özel Hastane Tercihleri Üzerine Etkisi: Türkiye Çalışması”. *Vergi Dünyası Dergisi*, 1(448): 20-29.
- Sam, C. Y., McNown, R. & Goh, S. K. (2019). “An Augmented Autoregressive Distributed Lag Bounds Test for Cointegration”. *Economic Modelling*, 80: 130-141.
- Saving, T. R. (2019). Social Security. <https://www.econlib.org/library/Enc/SocialSecurity.html> (Erişim: 10.08.2023).
- SGK. (2023). SGK Veri Uygulaması. <https://veri.sgk.gov.tr/> Erişim: 12.08.2023
- Steiner, V. (1998). Employment and wage effects of social security financing—an empirical analysis of the West German experience and some policy simulations. İçinde *Labor Markets and Social Security: Wage Costs, Social Security Financing and Labor Market Reforms in Europe* (pp. 315-348). Berlin, Heidelberg: Springer Berlin Heidelberg.
- Toda, H. Y. & Yamamoto, T. (1995). “Statistical Inference in Vector Autoregressions with Possibly Integrated Processes”. *Journal of Econometrics*, 66(1-2): 225-250.
- TUIK. (2023). İstatistik Veri Portalı. <https://data.tuik.gov.tr/Turcat> Erişim: 11.08.2023
- Van Rijckeghem, C. (1997). “Social Security Tax Reform and Unemployment: A General Equilibrium Analysis for France”. *IMF Working Paper*, No: 97/59.
- World Bank. (2023). World Bank Open Data. <https://data.worldbank.org/> Erişim: 11.08.2023
- Yilanci, V., Yavuz, H. & Ince, T. (2019). “Seçilmiş OECD Ülkelerinde Vergi Takozu-İşsizlik İlişkisi”. *Maliye Dergisi*, 176: 286-297.