



Sosyal Güvenlik Harcamalarının Gelir Dağılımı Eşitsizliğine Etkisinin Analizi: Türkiye İçin Ampirik Bir Çalışma

Tuğba YILMAZ¹ 

¹ Doktora Öğrencisi
Kastamonu Üniversitesi
Sosyal Bilimler Enstitüsü
tu_yilmaz@hotmail.com

Öz

Sosyal devlet anlayışının gereksinimlerinden biri olan sosyal güvenlik harcamalarının kamu harcamaları içindeki payının artırılması gelir dağılımı eşitsizliği ile mücadelede önemli bir politika aracı olarak karşımıza çıkmaktadır. Buradan hareketle bu çalışma Türkiye’de sosyal güvenlik harcamalarının gelir dağılımı eşitsizliğine etkisini analiz etmeyi amaçlamıştır. Bu amaç doğrultusunda 1987-2017 dönemi yıllık verileri kullanılarak ilgili değişkenler arasında uzun dönemli ilişki olup olmadığı Johansen eşbütünlük testi ile analiz edilmiştir. Analizde gelir dağılımı eşitsizliğini temsilen Gini katsayısı değişkeni kullanılmıştır. Sosyal güvenlik harcamaları temel bağımsız değişken olarak ele alınmış ayrıca literatürde gelir dağılımı eşitsizliğini etkileyen faktörler olarak kullanılan işsizlik ve enflasyon oranı değişkenleri ise kontrol değişken olarak modele dâhil edilmiştir. Sonuçta ilgili değişkenler arasında uzun dönemde bir eşbütünlük vektörü olduğu bulunmuştur. Uzun dönem katsayı tahminlerine bakıldığında ise sosyal güvenlik harcamalarında meydana gelecek herhangi bir artışın Gini katsayısını artıracığı yani gelir dağılımındaki eşitsizliği artırıcı etki yapacağı sonucuna ulaşılmıştır.

Anahtar Kelimeler: Sosyal Güvenlik Harcamaları, Gelir Dağılımı, Zaman Serisi Modelleri

Jel Kodları: H55, O15, C32

Analysis of the Effect of Social Security Expenditures on Income Distribution Inequality: An Empirical Study for Türkiye

Abstract

Increasing the share of social security expenditures, which is one of the requirements of the social state concept, in public expenditures emerges as a significant policy tool in combating income inequality. Based on this premise, this study aims to analyze the impact of social security expenditures on income inequality in Türkiye. To achieve this goal, we utilized annual data spanning the years 1987 to 2017 to investigate the presence of a long-term relationship among the pertinent variables via the Johansen cointegration test. The Gini coefficient variable was utilized to represent income inequality in the analysis. Social security expenditures were considered as the main independent variable, and unemployment and inflation rate variables, identified in the literature as factors influencing income inequality, were included in the model as control variables. Consequently, the analysis revealed the existence of a single cointegration vector among the relevant variables over the long term. Looking at the long-term coefficient estimates, it is concluded that any increase in social security expenditures will increase the Gini coefficient, indicating a disruptive effect on income inequality.

Keywords: Social Security Expenditures, Income Distribution, Time Series Models

Jel Codes: H55, O15, C32

Bu makale Creative Commons Atıf 4.0 Uluslararası Lisansı ile lisanslanmıştır.



This work is licensed under Creative Commons Attribution-NonCommercial 4.0 International License



Atıf/Cite as: Yılmaz, T. (2023). Sosyal Güvenlik Harcamalarının Gelir Dağılımı Eşitsizliğine Etkisinin Analizi: Türkiye İçin Ampirik Bir Çalışma. Karadeniz Ekonomi Araştırmaları Dergisi, 4(2), 36-45.

GİRİŞ

Günümüzde ülke ekonomilerinde gelir dağılımındaki eşitsizlik önemli bir sorun olarak varlığını devam ettirmektedir. Gelir dağılımındaki eşitsizliğin nedenlerine ilişkin görüşler genellikle yapısal ve kurumsal olarak iki grupta toplanmaktadır. Tarihsel olarak iktisatçılar, küreselleşme ve teknolojik değişimi artan gelir eşitsizliğinin yapısal nedenleri olarak vurgulamıştır. Bununla birlikte son yıllarda, özelleştirme, deregülasyon ve refah indirimleri gibi neoliberal reformların benimsenmesi sonucunda ortaya çıkan kurumsal siyasi faktörler gelir eşitsizliğinin nedenleri olarak sıralanmaktadır (Polacko, 2021: 342-343). Diğer taraftan ülke ve hane halkı düzeyindeki eşitsizliğin ardındaki temel faktör ücret eşitsizliği ve diğer işgücü geliri eşitsizlikleridir. İşgücü verimliliğindeki küresel yavaşlama ve işgücü gelirinin azalan payı, son yıllarda ücret artışını engellemiştir (Vazquez-Alvarez vd., 2022: 93).

Devlet gelir dağılımı eşitsizliğini azaltmak için birincil gelir dağılımına müdahale ederek üst gelir gruplarından alt gelir gruplarına doğru gelir transferi yapmaktadır. Bu müdahale sosyal devlet anlayışının bir gereğidir. Sosyal güvenliğin temel işlevlerinden birisi de toplumun çeşitli grupları arasında gelir transferi yaparak gelirin yeniden dağılımına katkıda bulunmaktır. Bu gelir transferi sosyal sigortalar (primli rejimler) ile sosyal yardım ve sosyal hizmetler (primsiz rejimler) aracılığıyla gerçekleştirilmektedir. Sosyal güvenlik sistemleri gelir güvencesini ve sağlığın korunmasını garanti altına alarak yoksulluğun ve eşitsizliğin önlenmesine ve azaltılmasına katkıda bulunmaktadır.

Literatüre bakıldığında daha çok sosyal harcamaların gelir eşitsizliği üzerindeki etkisine ilişkin çalışmalar yapıldığı buna karşılık sosyal harcamaların bir alt kalemi olan sosyal güvenlik harcamalarının gelir eşitsizliği üzerindeki etkisine ilişkin çalışmaların az sayıda olduğu gözlenmektedir. Yapılan çalışmanın bu açıdan literatüre katkı sağladığı düşünülmektedir.

Bu bilgiler ışığında bu çalışma Türkiye’de sosyal güvenlik harcamalarının gelir dağılımı eşitsizliğine etkisini 1987-2017 dönemi için analiz etmeyi amaçlamaktadır. Bu amaç doğrultusunda çalışma beş bölüme ayrılmıştır. Öncelikle sosyal güvenlik harcamaları ve gelir dağılımı eşitsizliği ilişkisi incelenmiş ve daha sonra ilgili literatür özetlenmiştir. Üçüncü ve dördüncü bölümlerde analizde kullanılan değişkenler, ekonometrik metodoloji ve bulgular ortaya konmuştur. Son olarak sonuç bölümünde elde edilen analiz bulguları değerlendirilmiştir.

SOSYAL GÜVENLİK VE GELİR DAĞILIMI EŞİTSİZLİĞİ İLİŞKİSİ

Ekonomik performans üretim artışının yanı sıra üretimden elde edilen harcanabilir gelirin dağılımıyla da ilişkilidir. Bu itibarla, gelirin adil bir şekilde dağılımı ekonomiler için önem arz eden bir konudur. Adaletsiz gelir dağılımı ekonomik ve sosyal boyutlu bir dizi soruna yol açmakta ve ülkelerin sosyo-ekonomik kalkınmasında caydırıcı bir olgu olarak karşımıza çıkmaktadır. Ayrıca gelir eşitsizliğinin yüksek olduğu, özellikle orta gelir grubundaki ülkelerde yoksulluğa yol açmaktadır. Yoksulluk iktisadi büyümeyi de olumsuz yönde etkilemektedir. Çünkü yoksullar iktisadi büyüme sürecine katkıda bulunmamakta ve bir kısır döngünün ortaya çıkmasına neden olmaktadır. Bu yüzden gelirin adil bir şekilde dağıtılmaması birçok gelişmekte olan ülke için ekonomik durgunluk ve yoksulluk kısır döngüsünün temel nedenlerinden birisi olarak kabul edilmektedir (Verberi ve Yaşar, 2021: 41).

Gelir dağılımında adaleti sağlamak, diğer bir ifadeyle gelir dağılımı eşitsizliğini azaltmak amacıyla ülkeler değişik politikalar ortaya koymaktadır. Uygulamaya konulan politikaların başarılı olabilmesi için gelir dağılımı eşitsizliğinin nedenlerini belirlemek ve anlamak gerekmektedir. Gelir dağılımında eşitsizliğe yol açan faktörler küreselleşme, servet dağılımındaki dengesizlik, ülkede uygulanan ekonomi politikaları, emeğin niteliksel özellikleri, nüfus artış hızı ve göç şeklinde sayılabilir (Acar, 2015: 48-50).

Gelir dağılımı eşitsizliği çok çeşitli olumsuz etkilere yol açabilir. Çocukların gelişimine zarar verebilir, hastalık ve ölüm oranlarını artırabilir, kadınların statüsünü sınırlayabilir, devlete güvensizlik yaratabilir, şiddet ve sosyal huzursuzluk seviyelerini artırabilir, yoksulluğun azaltılma hızını yavaşlatabilir ve iktisadi büyümeyi engelleyebilir. Bu nedenle ülkelerin gelir dağılımı eşitsizliğiyle mücadele etmek ve daha adil ve daha saygın toplumlar oluşturmak için harekete geçmeleri zorunludur (Kidd vd., 2022: v).

Gelir dağılımı diğer bir ifadeyle birincil gelir dağılımı genel olarak bir ülkede belli bir dönemde oluşturulan milli gelirin bireyler, gruplar ya da üretim faktörleri arasında nasıl dağıldığını göstermektedir. Gelirin birincil dağılımı adil bir paylaşımı temsil etmediğinde sosyal refah devleti gelir dağılımının düzeltilmesi amacıyla kamu harcamaları ve kamu gelirlerinin yanı sıra sosyal yardımlar, sosyal hizmetler ve sosyal güvenlik uygulamaları yoluyla gelir dağılımını düzeltme yönünde çaba göstermektedir. İkincil gelir dağılımı olarak da adlandırılan gelirin yeniden dağılımı sosyal politika ve kamu ekonomisinin ilgi alanına girmektedir (Özgüler, 2017: 61).

Sosyal güvenlik sistemi, ülkelerin gelir dağılımı ayarlanması ve yetersiz geliri olan veya hiç geliri olmayan kişilere

yardım etmesi için önemli bir yeniden tahsis aracıdır. Sistem, vatandaşlar arasındaki gelir uçurumunu daraltabilir ve insan mutluluğuna katkıda bulunan gelecekteki belirsizliği azaltabilir. Dahası tüketimi teşvik edebilir ve bu sayede ekonominin gelişimi daha güçlü ve sürdürülebilir hale gelebilir. Gelir dağılımının dengelenmesinin tüketimi artırabileceği görüşünden hareketle, sosyal güvenlik sistemi Keynes tarafından önerilen tüketim fonksiyonuna dayalı olarak kurulmuştur. Bu görüşe göre farklı gelirlere sahip ailelerin farklı marjinal tüketim eğilimleri vardır. Düşük gelirli ailelerin marjinal tüketim eğilimleri daha yüksek iken, yüksek gelirli ailelerin marjinal tüketim eğilimleri daha düşüktür. Dolayısıyla servetin yüksek gelirli ailelerden düşük gelirli ailelere gelir dağılımı yoluyla aktarılması genel olarak tüketimi artırabilir (Deng vd., 2019: 1828).

Uluslararası Para Fonu (IMF) hükümetlerin eşitsizlikle mücadele edebilecekleri üç temel aracın altını çizmiş ve dağılım öncesi (birincil) ve yeniden dağılım (ikincil) politikaları arasında ayrıma gitmiştir. Dağılım öncesi politikalar, sağlık ve eğitim gibi kamu hizmetlerinin yanı sıra asgari ücret mevzuatı gibi aktif işgücü piyasası politikalarını içermektedir. Bu politikalar, fırsatları artırarak ve beşerî sermayeyi yükselterek kapsayıcı büyümeyi teşvik ederken adil işgücü piyasasına katılımı da desteklemektedir. Yeniden dağılım hem vergileri hem de transferleri, diğer bir deyişle sosyal güvenlik yatırımlarını kapsamaktadır. Bunlar sadece zenginlerden toplumun çoğunluğuna servet aktarmakla kalmamakta, aynı zamanda beşerî sermayeyi daha da güçlendirmekte ve iktisadi büyümenin sağlanmasına yardımcı olmaktadır (Kidd vd., 2022: 15).

LİTERATÜR ÖZETİ

Sosyal güvenlik sistemlerinin gelirin yeniden dağıtım mekanizması olarak gelir eşitsizliğini azaltıp azaltmadığına ilişkin literatürde çok sayıda çalışma mevcuttur. Bununla birlikte, sosyal güvenliğin bu özelliği hakkında açık bir fikir birliği bulunmamaktadır. Aşağıda bu çalışmalardan bazılarına yer verilmektedir.

De Moura vd. (2013) tarafından yapılan bir çalışmada sosyal güvenlik harcamalarının 1987-1996 yılları arasında yalnızca yaşlılar için eşitsizliği azalttığı ve diğer yaş grupları için istikrarlı bir eğilim söz konusu olduğu sonucuna ulaşılmıştır. Ayrıca çalışmalarında 1996-2006 yılları arasındaki dönem için elde edilen sonuçların Brezilya sisteminin tüm gruplar için tarafsız olduğunu ortaya koymuşlardır.

He ve Sato (2013) 1995 ve 2002 ulusal temsili kentsel hane halkı anketlerini kullanarak Çin'de sosyal güvenlik reformunun yeniden dağıtıcı etkisini araştırmıştır. Ana bulgularını dört noktada toplamışlardır. Birincisi, kamu

emeklilik maaşı Çin'deki yaşlılar için ana gelirdir. Yaşları 60 ve üzerinde olan kişilerin çoğunluğu (1995'te %72 ve 2002'de %82) emekli maaşı almaktadır. İkincisi, Çin'deki sosyal güvenlik sistemi düşük gelirli ve ileri yaş gruplarının gelirini artırmış ve göreceli yoksulluk oranını azaltmıştır. Ancak, yeniden dağıtıcı etki artan gelir eşitsizliğini telafi edememiş ve 2002 yılında yeniden dağıtılan gelirin Gini katsayısı 1995 yılına göre daha yüksek olmuştur. Üçüncü olarak, 1995 ve 2002 yılları arasında hem düşük gelirli hem de yüksek gelirli gruplar sosyal güvenlik sisteminden pozitif net fayda elde etmiş, ancak net fayda gelire birlikte artmıştır. Çin sosyal güvenlik sistemi katkılarda ilerlemecilikten yoksundur ve faydalar açısından yoksulların lehine değildir. Dördüncü olarak, reform politikasının kamu sektörü çalışanlarına uygulandığı varsayıldığında, yaşam boyu gelirleri kullanılarak hesaplanan çalışan nüfus için emeklilik sisteminin uzun vadeli yeniden dağıtıcı etkisi daha büyüktür.

Muinelo-Gallo ve Roca-Sagalés (2014) çalışmalarında Vektör Otoregresyon (VAR) modellerinden yararlanarak Latin Amerika'da eşitsizliğin en düşük olduğu ülkelerden biri olan Uruguay'da 1981-2010 dönemi boyunca kamu harcamalarıyla ilişkili önemli uzun vadeli dağılımsal etkiler bulduklarını ifade etmişlerdir. Bu etkilerden birisi olarak sosyal güvenlik harcamalarında meydana gelecek bir artışın harcanabilir hanehalkı gelir dağılımı eşitsizliğini artırdığını dile getirmişlerdir.

Deng vd. (2019) Çin'de sosyal güvenlik sisteminin farklı sosyal statülere sahip vatandaşlar arasındaki gelir farkını daraltarak ve gelir ve maliyet belirsizliğini azaltarak vatandaşların tüketim davranışlarını nasıl etkilediğini test etmişlerdir. Belirsizlik hipotezini test etmek için mutlak riskten kaçınma katsayısı (CARA) modelini kullanmışlardır. Ampirik olarak, 2003-2012 döneminde sosyal güvenlik sisteminin gelir açığını azaltarak tüketim üzerinde olumlu bir etkiye sahip olduğunu bulmuşlardır.

Yu ve Li (2021) Çin'in 1978-2018 yılları arasındaki sosyal sigorta, sosyal yardım ve sosyal refahı kapsayan ulusal istatistik verilerine dayanan çalışmada, sosyal güvenlik harcamalarının gelir eşitsizliğini ve kırsal yoksulluğu azaltmadaki etkisini eşbütünleşme analizi ile değerlendirmektedir. Uzun vadede sosyal güvenlik harcamaları ile kent ve kır sakinlerinin gelir uçurumu arasında pozitif bir ilişki olduğunu bulmuşlardır.

Pradhan ve Quazi (2022) 1991-2019 dönemi boyunca Bangladeş'te kamu sosyal güvenlik harcamaları ile yoksulluk, gelir eşitsizliği ve GSYH büyümesi arasındaki ilişkiyi Johansen eşbütünleşme testi ve VECM ile analiz etmeyi amaçlamışlardır. Tahmin sonuçları, Bangladeş'te kamu sosyal güvenlik harcamalarının brüt sermaye oluşumu üzerindeki etkilerinin önemli olduğunu, ancak kısa

dönemde yoksulluk veya gelir eşitsizliği üzerinde herhangi bir etkisi olmadığını ortaya koymuştur.

Hazman (2011) çalışmasında toplam kamu harcamalarının seviyesini de analize dâhil ederek gelir dağılımında adalet ve sosyal güvenlik harcamaları arasındaki nedensellik ilişkisini Vektör Hata Düzeltme Modeli (VECM) ile belirlemeyi amaçlamıştır. Çalışmasında 1980-2005 dönemi yıllık verilerini kullanmıştır. Yaptığı analizde, gelir dağılımından kamu harcaması büyüklüğüne doğru ve sosyal güvenlik harcamaları payından kamu harcaması büyüklüğüne doğru tek yönlü nedensellik olduğu sonucuna varmıştır.

Eroğlu vd. (2017) Türkiye dâhil 21 OECD ülkesi için 2004-2011 dönemi boyunca sosyal yardım harcamalarının gelir dağılımı üzerindeki etkisini araştırdıkları çalışmalarında panel veri analizi yöntemlerini kullanmışlardır. Yaptıkları analize göre sosyal yardım harcamalarının gelir dağılımını pozitif yönde etkilediği ve gelir dağılımının düzenlenmesinde sosyal yardım harcamalarının eğitim harcamalarından daha etkili olduğu sonucuna ulaşmışlardır.

Baylan (2019) Johansen ve Juselius (JJ) Eşbütünleşme testi ile Türkiye’de 1975-2010 dönemi sosyal güvenlik harcamalarının gelir dağılımı üzerindeki etkisini incelemiştir. Çalışmasında birim kök testleri sonucunda tüm değişkenlerin birinci farklarında durağan olduğunu, eşbütünleşme testi sonucunda ise değişkenlerin uzun dönemli bir ilişkiye sahip olmadığını tespit etmiştir. Söz konusu dönemde Türkiye’de sosyal güvenlik harcamalarının gelir dağılımını negatif yönde etkilediği sonucuna ulaşmıştır.

Altunöz ve Çondur (2019) Türkiye’de sosyal güvenlik harcamaları ve gelir dağılımı adaletsizliğine ilişkin nedensellik ilişkisini VECM ile 1985-2016 dönemi için analiz etmiştir. Analiz bulgularına göre Gini katsayısından kamu harcamaları büyüklüğüne doğru tek yönlü nedensellik ilişkisi bulunmaktadır. Ayrıca sosyal güvenlik harcamaları/GSMH değişkeninden kamu harcamaları değişkenine doğru tek yönlü nedensellik olduğu sonucuna ulaşılmıştır.

Yardımcıoğlu ve Yayla (2020) 7 Orta ve Doğu Avrupa ülkesi için 2005-2017 yılları verilerini kullanarak sosyal

koruma harcamaları ve emekli maaş ödemelerinin gelir dağılımı üzerindeki etkisini panel veri analizi yöntemiyle incelemişlerdir. Yaptıkları analizde emekli maaş ödemelerinin gelir dağılımı adaletsizliğini olumsuz yönde etkilediğini, buna karşılık sosyal koruma harcamalarının gelir dağılımı adaletsizliği üzerinde istatistiksel olarak anlamlı bir etkisinin olmadığı sonucuna varmışlardır.

Kalkavan ve Ersin (2020) 1980-2015 döneminde Pedroni ve Kao Panel Eşbütünleşme ve Dumitrescu-Hurlin Panel nedensellik yöntemleri aracılığıyla OECD ülkelerinde sosyal harcamalar ile gelir dağılımı arasındaki ilişkiyi analiz etmişlerdir. Analiz sonucunda OECD ülkelerinde sosyal harcamalar ile gelir dağılımı arasında istatistiksel olarak anlamlı bir ilişki olduğu ve sosyal harcamalardan gelir dağılımına doğru tek yönlü bir nedensellik ilişkisi bulunduğu belirlenmiştir.

Şahin ve Ahlatçı (2021) 2010-2017 dönemine ilişkin 32 ülkenin verilerini göz önünde bulundurarak sosyal güvenlik harcamalarının GSYH’ya oranı, Gini katsayısı, istihdam, kişi başına düşen milli gelir ile maddi yoksunluk arasındaki ilişkiyi analiz etmeyi amaçladıkları çalışmalarında panel veri analiz yöntemlerini kullanmışlardır. Çalışma sonucunda kamu harcamaları içerisinde sosyal güvenlik harcamalarına ayrılan payın arttırılmasının yoksullukla mücadele etmede diğer bir ifadeyle gelir eşitsizliğini azaltmada önemli bir araç olduğunu tespit etmişlerdir.

VERİ SETİ VE DEĞİŞKENLER

Türkiye’de sosyal güvenlik harcamalarının gelir dağılımı eşitsizliği üzerindeki etkisini araştırmayı amaçlayan bu çalışmada 1987-2017 yılları arasındaki veriler kullanılmıştır. Gini katsayısı değişkeni için 1987 yılı öncesi ve sosyal güvenlik harcamaları değişkeni için 2017 yılı sonrası verilere ulaşılamaması nedeniyle veri dönemi 1987-2017 olarak belirlenmiştir. Ayrıca işsizlik oranı verilerinde gözlem kaybı yaşamamak için interpolasyon yöntemine başvurulmuştur. Analizde ele alınan değişkenler, değişkenlerin tanımları ve kaynakları Tablo 1’de yer almaktadır.

TABLO 1 Değişkenler, Değişkenlerin Tanımları ve Kaynakları

Değişkenler	Tanımlar	Kaynaklar
Gelir Dağılımı Eşitsizliği (LGİNİ)	GİNİ katsayısı	SWIID ve TÜİK
Sosyal Güvenlik Harcamaları (LSGH)	Konsolide Bütçe Harcamaları İçindeki Yüzdesi (GSYH’ya Oran)	Strateji ve Bütçe Başkanlığı
İşsizlik Oranı (LİO)	Toplam İşgücü İçindeki Payı	Dünya Bankası
Enflasyon Oranı (LEO)	Tüketici Fiyatları (% Yıllık)	Dünya Bankası

Analizde gelir dağılımı eşitsizliğini temsilen literatürde sıklıkla başvurulan Gini katsayısı değişkeni kullanılmıştır. Modelde Gini katsayısı değişkeni bağımlı değişken, sosyal güvenlik harcamaları, işsizlik oranı ve enflasyon oranı değişkenleri ise bağımsız değişken olarak ele alınmıştır. Analizde, modele literatürde gelir dağılımı eşitsizliğini etkileyen faktörler de göz önünde bulundurularak işsizlik oranı ve enflasyon oranı değişkenleri kontrol değişkenler olarak eklenmiştir. Tüm değişkenler logaritmik dönüşüm uygulanarak analize dâhil edilmiştir.

EKONOMETRİK METODOLOJİ VE BULGULAR

Bu çalışmada zaman serisi tahmin yöntemleri kullanılarak analiz gerçekleştirilmiştir. Zaman serisi veri seti ile çalışılan her çalışmada olduğu gibi öncelikle analize konu olan değişkenlere durağanlık analizleri yapılmıştır. Durağanlık dereceleri belirlenen serilere en uygun eşbütünleşme testi uygulanarak aralarında uzun dönemli bir ilişkinin olup olmadığı test edilmiştir. Test edilen model aşağıdaki gibidir:

$$LGINI_t = c + \beta_1 LSGH_t + \beta_2 LiO_t + \beta_3 LEO_t + \varepsilon_t \quad (1)$$

Burada t , c ve ε sırasıyla zaman periyodunu, sabit terimi ve hata terimini ifade etmektedir.

Zaman serisi veri setleri ile çalışırken öncelikle serilerin durağanlığının sınanması gerekmektedir. Aksi takdirde durağan olmayan serilerle analizi gerçekleştirmek araştırmacıları sahte regresyon problemiyle karşı karşıya bırakmaktadır (Sevüktekin ve Çınar, 2017: 324).

Bu çalışmada serilerin durağanlığını sınamak için Genişletilmiş Dickey-Fuller (ADF) ve Philips-Perron (PP) birim

kök testleri kullanılmıştır. Çalışmada ADF birim kök testi için kullanılan denklemler şu şekildedir (Gujarati, 1999: 720):

$$\Delta Y_t = \beta_1 + \delta Y_{t-1} + \alpha_i \sum_{i=1}^m \Delta Y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (2)$$

$$\Delta Y_t = \beta_1 + \beta_2 t + \delta Y_{t-1} + \alpha_i \sum_{i=1}^m \Delta Y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (3)$$

Burada ΔY_t durağanlığı sınanan serinin birinci farkı alınmış hali, t zaman ya da genel eğilim değişkeni, ΔY_{t-i} gecikmeli fark terimleri ve m gecikme uzunluğunu ifade etmektedir. Uygun gecikme uzunluğu Akaike ve Schwarz bilgi kriterleri doğrultusunda belirlenmektedir. Bu çalışmada Akaike bilgi kriteri kullanılmıştır. Sıfır hipotezi $\delta = 0$ yani Y 'nin birim köke sahip olduğu durumu ifade eden hipotezdir. Alternatif hipotez ise birim kök olmadığı durumu yani serinin durağan olduğu durumu ifade etmektedir. Durağan olmayan serileri durağanlaştırmak için seriler durağanlaşana kadar serilerin farkının alınması gerekmektedir.

Philips-Perron (1988) çalışmalarında DF ve ADF birim kök testlerini geliştirerek hata terimleri arasında varabilecek ardışık ilişkiyi non-parametrik istatistiksel yöntemleri kullanarak analiz etmektedir. Philips ve Perron (1988) geleneksel test istatistiklerini Z istatistiklerine dönüştürmüşlerdir. Bu testte de DF ve ADF olduğu gibi aynı kritik değerler ve hipotezler kullanılmaktadır. Analize konu olan değişkenlere ilişkin birim kök test sonuçları Tablo 2'de yer almaktadır.

TABLO 2 Birim Kök Test Sonuçları

Variable	ADF				PP			
	Sabitli		Sabitli ve Trendli		Sabitli		Sabitli ve Trendli	
Düzyey	Birinci Fark	Düzyey	Birinci Fark	Düzyey	Birinci Fark	Düzyey	Birinci Fark	
LGINI	-0.841 (0.792)	-4.403 (0.001)***	-1.641 (0.752)	-4.403 (0.010)**	-1.001 (0.739)	-4.383 (0.001)***	-1.797 (0.680)	-4.281 (0.010)**
LSGH	-1.165 (0.675)	-3.968 (0.004)***	-1.154 (0.902)	-3.969 (0.021)**	-1.165 (0.675)	-3.942 (0.005)***	-3.391 (0.842)	-3.839 (0.028)**
LiO	-1.717 (0.412)	-4.774 (0.000)***	-2.818 (0.202)	-4.686 (0.004)***	-1.745 (0.398)	-7.077 (0.000)***	-2.390 (0.376)	-7.362 (0.000)***
LEO	-0.658 (0.842)	-5.231 (0.000)***	-2.083 (0.533)	-5.030 (0.001)***	-0.685 (0.835)	-5.231 (0.000)***	-2.136 (0.505)	-5.030 (0.001)***

Not: %1, %5 ve %10 anlamlılık düzeyleri sırasıyla ***, ** ve * sembolleri ile gösterilmiştir. Olasılık değerleri parantez içinde verilmiştir. ADF birim kök testinde Schwarz bilgi kriteri kullanılırken, PP testinde Barlett Kernell tahmin yöntemi kullanılmıştır.

Tablo 2 incelendiğinde tüm serilerin düzey hâllerinde durağan olmadıkları gözlemlenmektedir. Serilerin birinci farkları alındığında birim kökün varlığını ifade eden sıfır hipotezinin %5 anlamlılık düzeyinde reddedildiği ve dolayısıyla serilerin birinci derecede entegre oldukları

sonucuna ulaşılmaktadır. Yani tüm seriler I(1)'dir. Serilerin durağanlık derecelerini belirledikten sonra değişkenler arasında uzun dönemli bir denge ilişkisinin olup olmadığı Johansen eşbütünleşme testi ile sınanmıştır.

Durağan olmayan zaman serileri arasında herhangi bir ilişkinin olup olmadığını belirleyen eşbütünleşme testlerinin öncülleri Engle ve Granger (1987)'dir. Bu yöntemde seriler arasındaki uzun dönemli denge ilişkisi vektörel değil, tekildir. Yani değişkenlerden birinin içsel, diğerinin dışsal olduğu tek yönlü bir eşbütünleşme ilişkisi ortaya konmaktadır. Ancak modelde ikiden fazla değişken olması durumunda birden fazla eşbütünleşme vektörü söz konusu olabilmektedir. Buradan hareketle Johansen (1988), Johansen ve Juselius (1990) ile Johansen (1996) tarafından çok denklem yaklaşımı geliştirilmiştir ve her bir değişken içsel olarak ele alınmaktadır (Mert ve Çağlar, 2023: 275).

Eşbütünleşme ilişkisi için analiz edilecek olan zaman serisi vektörü $Y_t = (X_{1t}, X_{2t}, \dots, X_{mt})'$ şeklindeyse değişkenler arasındaki ilişki aşağıdaki gibi yazılabilir:

$$Y_t = A_1 Y_{t-1} + A_2 Y_{t-2} + \dots + A_p Y_{t-p} + \varepsilon_t \quad (4)$$

TABLO 3 Johansen Eşbütünleşme Testi Sonuçları

H_0	λ_{iz} istatistiği	Kritik Değerler(%5)	λ_{max} istatistiği	Kritik Değerler(%5)
$r = 0$	81.042	63.876*	40.699	32.118*
$r \leq 1$	40.343	42.915	20.786	25.823
$r \leq 2$	19.556	25.872	12.645	19.387
$r \leq 3$	6.910	12.517	6.910	12.517

Not: * %5 anlamlılık düzeyinde istatistiki olarak anlamlı olduğunu ifade etmektedir.

Tablo 3'e bakıldığında hem iz istatistiği hem de maksimum özdeğer istatistiği için eşbütünleşme vektörünün olmadığını ifade eden sıfır hipotezinin ($r = 0$) %5 anlamlılık düzeyinde reddedildiği ($81.042 > 63.876$) görülmektedir. Bu durumda hem iz istatistiği hem de maksimum özdeğer istatistikleri için bir tane eşbütünleşme vektörü olduğu sonucuna ulaşılmaktadır. Değişkenler arasındaki eşbütünleşme ilişkisi ortaya konulduktan sonra değişkenlerin hem uzun dönemli hem de kısa dönemli ilişkisini ortaya koyan bir vektör hata düzeltme modeli (VECM) formüle edilebilir. Değişkenlere ilişkin uzun dönem katsayı tahminleri Tablo 4'te sunulmuştur:

TABLO 4 Uzun Dönem Katsayı Tahminleri

Değişkenler	Eşbütünleşme Katsayıları
LSGH	0.008
LİO	0.158
LEO	0.066
Sabit	-1.460

Not: * %5 anlamlılık düzeyinde istatistiki olarak anlamlı olduğunu ifade etmektedir.

Eşitlikten vektör hata düzeltme modeli (VECM) aşağıdaki gibi elde edilmiştir:

$$\Delta Y_t = \Gamma_1 \Delta Y_{t-1} + \Gamma_2 \Delta Y_{t-2} + \dots + \Gamma_{p-1} \Delta Y_{t-p+1} + \Pi Y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (5)$$

Burada uzun dönem parametresi $\Pi = \alpha\beta'$ olmak üzere iki bileşenli bir parametredir. Johansen eşbütünleşme testi Π matrisinin rankının bulunmasına dayanmaktadır. Π matrisinin rankı eşbütünleşme vektör sayısını vermektedir. Eşbütünleşme vektör sayısı, uzun dönem modelinde yer alan bütünleşik değişken sayısının en fazla bir eksiği kadar olabilmektedir. Π matrisinin rankını belirlemesi için maksimum özdeğer (λ_{max}) ve iz (λ_{iz}) test istatistiklerinden yararlanılmaktadır. Maksimum özdeğer (λ_{max}) ve iz (λ_{iz}) test istatistikleri kritik değerlerden daha büyük ise sıfır hipotezi reddedilir ve sonuçta değişkenlerin eşbütünleşik olduğu ifade edilmektedir (Mert ve Çağlar, 2023: 285). Johansen eşbütünleşme testi sonuçları Tablo 3'te gösterilmiştir:

Uzun dönem katsayı tahminleri sonucunda elde edilen modelin matematiksel gösterimi aşağıdaki gibidir:

$$LGINI_t = -1.460 + 0.008LSGH_t + 0.158LİO_t + 0.066LEO_t \quad (6)$$

Tablo 4'e bakıldığında Türkiye'de 1987-2017 dönemi boyunca LSGH, LİO ve LEO değişkenlerinin Gini katsayısını pozitif etkilediği görülmektedir. Sosyal güvenlik harcamalarında meydana gelecek %1'lik bir değişim Gini katsayısında %0.008'lik, işsizlik oranında meydana gelecek %1'lik bir değişim Gini katsayısında %0.158'lik, enflasyon oranında meydana gelecek bir değişim ise Gini katsayısında %0.066'lık bir artışa neden olmaktadır. Gini katsayısının artmasının gelir dağılımı eşitsizliğini artırıcı etki ortaya çıkardığı göz önünde bulundurulduğunda LSGH, LİO ve LEO değişkenlerinde meydana gelecek artışların gelir dağılımı eşitsizliğini artırdığı sonucuna ulaşılmaktadır.

Değişkenler arasındaki uzun dönemli ilişkinin tahmin edilmesinden sonra kısa dönemli ilişkiyi ortaya koyan hata düzeltme modeli katsayıları tahmin edilmiştir. Tahmin sonuçları Tablo 5'te yer almaktadır.

TABLO 5 Hata Düzeltme Modeli Katsayıları

Bağımlı Değişken: $\Delta LGINI_t$		
	Katsayı	t istatistiği
$\Delta LGINI_{t-1}$	0.326	1.60
$\Delta LGINI_{t-2}$	-0.191	-0.87
$\Delta LSGH_{t-1}$	-0.010	-0.98
$\Delta LSGH_{t-2}$	-0.003	-0.35
$\Delta LİO_{t-1}$	-0.050	-1.61
$\Delta LİO_{t-2}$	-0.027	-0.55
ΔLEO_{t-1}	-0.007	0.19
ΔLEO_{t-2}	-0.015	0.22
c	-0.001	-0.38
ECM_{t-1}	-0.584	-2.96

Not: Burada Δ terimi fark işlemcisini göstermektedir.

Kısa dönem model tahmini sonucunda elde edilen hata düzeltme katsayılarının matematiksel gösterimi aşağıdaki gibidir:

$$\begin{aligned} \Delta LGINI_t = & -0.001 + 0.326\Delta LGINI_{t-1} - 0.191\Delta LGINI_{t-2} - 0.010\Delta LSGH_{t-1} - 0.003\Delta LSGH_{t-2} \\ & - 0.050\Delta LİO_{t-1} - 0.027\Delta LİO_{t-2} - 0.007\Delta LEO_{t-1} - 0.015\Delta LEO_{t-2} - 0.584ECM_{t-1} \end{aligned} \quad (7)$$

Hata düzeltme modeli katsayılarına bakıldığında buradaki ECM (Error Correction Model-Hata Düzeltme Modeli) katsayısı kısa dönemde ortaya çıkan dengeden sapmaların ne kadar sürede düzeleceği hakkında bilgi vermektedir. ECM katsayısı negatif ve istatistiksel olarak anlamlı olmalıdır. Aksi takdirde tahmin edilen model anlamsız ve yorumlanması zor olmaktadır (Mert ve Çağlar; 2023: 291). Gini katsayısı değişkeni bağımlı değişken iken ECM katsayısının negatif (-0.584) ve %5 anlamlılık düzeyinde istatistiksel olarak anlamlı ($|-2.96| > 1.96$) olduğu gözlemlenmektedir. Yani kısa dönemde herhangi bir kriz veya şok nedeniyle ortaya çıkan dengesizlikler

$1/|-0.584| \approx 1.71$ dönem sonra tekrar dengeye gelecektir yorumu yapılabilmektedir.

Analizin bu aşamasına kadar değişkenler arasında eşbütünlük ilişkisi olduğu ortaya konmuş, uzun ve kısa dönem katsayı tahminleri yapılmıştır. Elde edilen bulguların doğruluğunu ortaya koyabilmek için modelin bir dizi diagnostik testlerden geçmesi gerekmektedir. Bunlar otokorelasyon, değişen varyans ve normallik testleridir. Tahmin edilen modelin kalıntılarında otokorelasyon ve değişen varyans sorunlarının olmaması ayrıca tahmin edilen modelin kalıntılarının normal dağılımlı olması beklenmektedir. Diagnostik test sonuçları Tablo 6'da sunulmuştur:

TABLO 6 Diagnostik Test Sonuçları

	Test İstatistiği	Olasılık Değeri
Otokorelasyon (Breusch-Godfrey)00	0.656	0.81
Değişen Varyans (Breusch-Pagan)	181.68	0.45
Normallik (Jarque-Bera):	3.725	0.88

Tablo 6 incelendiğinde tüm diagnostik testler için olasılık değerlerinin 0.05 değerinden büyük olduğu görülmektedir. Yani tahmin edilen modelin kalıntılarında otokorelasyon ve değişen varyans sorunu olmadığı ayrıca kalıntıların normal dağılım gösterdiği gözlemlenmektedir. Bu da tahmin edilen modelin iyi bir model olduğunu ortaya koymaktadır.

Tahmin edilen modelin gerekli diagnostik testlerden geçmesinden sonra her bir değişken için zayıf dışsalık testleri yapılmıştır. Bir değişkenin zayıf dışsal olması yalnızca kendi gecikmeli değerlerinden etkilendiği veya ele alınan diğer değişkenlerden etkilenmediği anlamına gelmektedir (Mert ve Çağlar; 2023: 287). Değişkenlerin zayıf dışsalık testi sonuçları Tablo 7'deki gibidir:

TABLO 7 Zayıf Dışsallık Test Sonuçları

Değişkenler	Ki-Kare Test İstatistiği	Olasılık Değeri
LGINI	4.713	0.029*
LSGH	0.093	0.759
LİO	0.512	0.473
LEO	2.079	0.149

Not: * %5 anlamlılık düzeyinde istatistiki olarak anlamlı olduğunu ifade etmektedir.

Tablo 7'deki zayıf dışsallık test sonuçları incelendiğinde LGINI değişkeni için %5 anlamlılık düzeyinde değişkenin dışsal olduğunu söyleyen sıfır hipotezinin reddedildiği yani LGINI değişkeninin içsel olduğu sonucuna ulaşılmıştır. LGINI değişkeni bağımlı değişken olduğunda hata düzeltme katsayısının negatif (-0.584) ve %5 anlamlılık düzeyinde istatistiksel olarak anlamlı olması ($|-2.96| > 1.96$) bize LSGH, LİO ve LEO değişkenlerinin LGINI değişkeninin uzun dönem nedeni olduğunu göstermektedir. Diğer değişkenlerin olasılık değerlerine

bakıldığında %5 anlamlılık düzeyinde değişkenlerin dışsal olduğunu ifade eden sıfır hipotezi kabul edilmektedir. LSGH, LİO ve LEO değişkenlerinin dışsal olduğu sonucuna ulaşılmıştır.

Dışsallık testleriyle seriler arasındaki uzun dönemli nedensellik ilişkilerine bakıldıktan sonra seriler arasındaki kısa dönemli nedensellik ilişkileri araştırılmıştır. Bu amaçla serilere Granger nedensellik testi uygulanmış ve sonuçlar Tablo 8'de gösterilmiştir.

TABLO 8 Granger Nedensellik Testi Sonuçları

Bağımlı Değişken: $\Delta LGINI$	χ^2	Olasılık Değeri
$\Delta LSGH$	0.184	0.912
$\Delta LİO$	2.946	0.229
ΔLEO	4.277	0.117
Bağımlı Değişken: $\Delta LSGH$		
$\Delta LGINI$	3.136	0.208
$\Delta LİO$	1.039	0.594
ΔLEO	1.954	0.376
Bağımlı Değişken: $\Delta LİO$		
$\Delta LGINI$	2.011	0.365
$\Delta LSGH$	1.526	0.466
ΔLEO	0.760	0.683
Bağımlı Değişken: ΔLEO		
$\Delta LGINI$	3.937	0.139
$\Delta LSGH$	0.740	0.690
$\Delta LİO$	2.535	0.281

Granger nedensellik test sonuçlarına göre tüm olasılık değerlerinin 0.05 değerinden büyük olduğu görülmektedir. Yani kısa dönemde değişkenler arasında herhangi bir ilişki olmadığı sonucuna ulaşılmıştır.

SONUÇ

Bu çalışmada Türkiye için 1987-2017 döneminde sosyal güvenlik harcamalarının gelir dağılımı eşitsizliği üzerindeki etkisi zaman serisi tahmin yöntemleri kullanılarak analiz edilmiştir. Bu doğrultuda analizde kullanılan değişkenler Gini katsayısı, sosyal güvenlik harcamaları, işsizlik oranı ve enflasyon oranıdır. Burada işsizlik oranı ve

enflasyon oranı gelir dağılımı eşitsizliğini etkileyen kontrol değişkenler olarak modele dahil edilmiştir. Zaman serisi tahmin yöntemlerini kullanan tüm araştırmalar da olduğu gibi öncelikle serilere uygun birim kök testleri uygulanmıştır. Sonuçta tüm serilerin birinci dereceden entegre yani I(1) oldukları ortaya konmuştur. Modelde ikiden fazla değişken olması ve tüm değişkenlerin I(1) olması değişkenler arasındaki uzun dönemli ilişkinin analizinde Johansen eşbütünleşme testini uygulama imkanı sunmuştur. Johansen eşbütünleşme testi sonuçları hem iz istatistiği için hem de maksimum özdeğer istatistiği için bir tane eşbütünleşme vektörü olduğunu ortaya koymuştur. Eşbütünleşme ilişkisinin varlığı belirlendikten sonra uzun ve

kısa dönem katsayıları tahmin edilmiştir. Uzun dönem katsayı tahminlerine bakıldığında sosyal güvenlik harcamaları, işsizlik oranı ve enflasyon oranı değişkenleri ile Gini katsayısı arasında aynı yönlü bir ilişki olduğu görülmektedir. Yani sosyal güvenlik harcamalarının artması Gini katsayısını artıracak ve gelir dağılımı eşitsizliği artacaktır. Bu sonuç Baylan (2019) ve Muinelo-Gallo ve Roca-Sagalés (2014) çalışmalarının sonuçları ile benzerlik gösterirken Şahin ve Ahlatçı (2021) çalışmasının sonucu ile çelişmektedir. Benzer şekilde enflasyon oranının veya işsizlik oranının artması da Gini katsayısını artırarak gelir dağılımı eşitsizliğini artırıcı etki yapacağı sonucuna ulaşılmıştır.

Ampirik çalışma sonucunda elde edilen sonuçlar çerçevesinde Türkiye’de sosyal güvenlik harcamalarının gelir dağılımı eşitsizliğini önlemede ve adil bir gelir dağılımını sağlamada başarılı olamadığı ortaya çıkmaktadır. Gelir dağılımında eşitliği sağlamak için maliye politikalarının

etkin araçlarından biri olan vergi kompozisyonunda değişikliğe gidilmelidir. Bu bağlamda vergi gelirleri içerisinde dolaylı vergilerin payı azaltılırken dolaysız vergilerin payı artırılmalıdır. Diğer bir ifadeyle vergi geliri yüksek olanlardan daha yüksek, düşük olandan daha düşük vergi alınmalıdır. Ayrıca sosyal güvenlik sisteminin temel gelir kaynağı olan prim gelirlerinin tahsil edilmesi ve artırılmasına yönelik politikaların hayata geçirilmesi de önem arz etmektedir. Bu bağlamda çalışanlara insan onuruna yakışır işler sunulmalı ve kayıt dışı istihdamın önüne geçilmelidir. Böylece sosyal güvenlik sistemlerinden beklenen daha çok yüksek gelirlilerden düşük gelirlilere doğru dikey gelir dağılımı yapılmasına imkân tanıyan transfer harcamaları için daha fazla kaynağa sahip olunacaktır.

ORCID

Tuğba Yılmaz  <https://orcid.org/0000-0002-5433-7317>

KAYNAKÇA

1. Acar, İ. (2015). Türkiye’de Gelir Dağılımı. HAK-IŞ Uluslararası Emek ve Toplum Dergisi, 47, 48-50.
2. Altunöz, U. ve Çondur, F. (2019). Sosyal Güvenlik Harcamaları Gelir Dağılımında Etkin Mi? Türkiye Ekonomisi İçin Nedenellik Analizi. Uluslararası Yönetim İktisat ve İşletme Dergisi, 15(15), 173-18.
3. Argun, A. İ. (2016). Finansal Gelişme ve Gelir Eşitsizliği. Sosyal Bilimler Dergisi, (1), 61-74.
4. Baylan, M. (2019). Impact of Social Security Expenditures on Income Distribution: Case Of Turkey. MANAS Sosyal Araştırmalar Dergisi, 8(3), 2579-2593.
5. De Moura, R. L. vd. (2013). Social Security Effects on Income Distribution: A Counterfactual Analysis for Brazil. Applied Economics Letters, 20(7), 631-637.
6. Deng, X., Tian, J. ve Chen, R. (2019). Effect of Social Security System on Consumption Through Income and Uncertainty: Evidence from China. Sustainability, 11(7), 1828.
7. Engle, R. F. ve Granger, C. W. (1987). Co-Integration and Error Correction: Representation, Estimation, And Testing. Econometrica: Journal of the Econometric Society, 251-276.
8. Eroğlu, N. vd. (2017). OECD Ülkelerinde Sosyal Yardım Harcamalarının Gelir Dağılımına Etkisi: Panel Veri Analizi. Uluslararası Ekonomik Araştırmalar Dergisi, 3(3), 335-354.
9. Gujarati, D. N. (1999). Temel Ekonometri. Çev. Ümit Şenesen, Gülay Günlük Şenesen. İstanbul: Literatür Yayıncılık.
10. Hazman, G. G. (2011). Türkiye’de Gelir Dağılımında Adalet ve Sosyal Güvenlik Harcamaları Arasındaki Nedenellik İlişkisi. Süleyman Demirel Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi, 16(1), 205-216.
11. He, L. ve Sato, H. (2013). Income Redistribution in Urban China by Social Security System an Empirical Analysis Based on Annual and Lifetime Income. Contemporary Economic Policy, 31(2), 314-331.
12. Johansen S. (1996). Likelihood-based Inference in Cointegrated Vector Auto-Regressive Models. 2nd ed., Oxford: Oxford University Press.
13. Johansen, S. (1988). Statistical Analysis of Cointegration Vectors. Journal of Economic Dynamics and Control, 12(2-3), 231-254.
14. Johansen, S. ve Juselius, K. (1990). Maximum Likelihood Estimation and Inference on Cointegration with Applications to the Demand for Money. Oxford Bulletin of Economics and Statistics, 52(2), 169-210.
15. Kalkavan, H. ve Ersin, İ. (2020). Sosyal Harcamalar ile Gelir Dağılımı Arasındaki İlişkinin İncelenmesi: OECD Üzerine Bir Uygulama. Sosyal Güvence, (17), 265-282.
16. Kidd, S. vd. (2022). Inequality and Social Security in the Asia-Pacific Region. United Nations Development Programme.
17. Mert, M. & Çağlar, A. E. (2023). Eviews ve Gauss Uygulamalı Zaman Serileri Analizi. Ankara: Detay Yayıncılık.
18. Muinelo-Gallo, L. ve Roca-Sagalés, O. (2014). Is the Fiscal Policy Increasing Income Inequality in Uruguay. Journal of Economics, 2(3), 137-156.
19. Özgüler, V. C. (2017). Gelirin Yeniden Dağılımı. Özdemir, Ç. M. ve İslamoğlu, E. (Eds.). Gelir Dağılımı ve Yoksulluk: Kavram-Teori-Uygulama içinde (ss. 61-75). Ankara: Seçkin Yayıncılık.
20. Phillips, P. C. ve Perron, P. (1988). Testing for a Unit Root in Time Series Regression. Biometrika, 75(2), 335-346.
21. Pradhan, M. A. H. ve Quazi, R. (2022). The Relationship Between Public Social Security Expenditures and Poverty, Income Inequality, and Gdp Growth: An Empirical Case Study of Bangladesh. The Journal of Developing Areas, 56(4), 65-77.

22. Polacko, M. (2021). Causes and Consequences of Income Inequality: An Overview. *Statistics, Politics and Policy*, 12(2), 341-357.
23. Sevüktekin, M. ve Çınar, M. (2017). *Ekonometrik Zaman Serileri Analizi*. Bursa: Dora Yayıncılık.
24. Şahin, S. ve Ahlatçı, D. (2021). Yoksullukla Mücadelede Sosyal Güvenlik Harcamalarının Analizi. *Selçuk Üniversitesi Sosyal Bilimler Meslek Yüksekokulu Dergisi*, 24(2), 307-322.
25. Vazquez-Alvarez, R., Xu, D. ve Belser, P. (2022). *Global Wage Report 2022-23: The Impact of Inflation and COVID-19 on Wages and Purchasing Power (1st ed.)*. ILO.
26. Verberi, C. Ve Yaşar, S. (2021). The Effects of Social Spending on Income Inequality in 30 OECD Countries. *İstanbul İktisat Dergisi*, 71(1), 39-57.
27. Yardımcıoğlu, F. ve Yayla, Y. E. (2020). Sosyal Harcamaların Gelir Dağılımı Üzerindeki Etkisi: Orta ve Doğu Avrupa Ülkeleri Örneği. *Gümrük ve Ticaret Dergisi*, 7(19), 34-48.
28. Yu, L. R. ve Li, X. Y. (2021). The Effects of Social Security Expenditure on Reducing Income Inequality and Rural Poverty in China. *Journal of Integrative Agriculture*, 20(4), 1060-1067.