

**SAĞLIK HARCAMALARI-GELİR DAĞILIMI İLİŞKİSİ: TÜRKİYE İÇİN BİR ARDL
SINIR TESTİ YAKLAŞIMI****Dr. Öğr. Üyesi Gülcan ŞANTAŞ** * **Dr. Öğr. Üyesi Bünyamin DEMİRGİL** * **Dr. Öğr. Üyesi Fatih ŞANTAŞ** * **ÖZET**

Bu çalışma, Türkiye’de sağlık harcamalarının gelir dağılımı üzerindeki etkisinin incelenmesi amacıyla gerçekleştirilmiştir. Çalışma, 1980-2017 dönemini kapsamaktadır. Çalışmada Gini katsayısı bağımlı değişken ve kamu sağlık harcamalarının GSYH’ye oranı ise bağımsız değişkendir. Araştırmada serilerin durağanlığının tespiti için öncelikle birim kök testi yapılmış ve ardından değişkenler arasında uzun dönemli bir ilişkinin varlığını arařtırmak için ARDL sınır testi yaklaşımı kullanılmıştır. Çalışmada yer alan değişkenlerin farklı dereceden durağan olmaları nedeniyle Toda Yamamoto nedensellik testi yapılmıştır. Çalışma sonucunda seriler arasında eşbütünleşme ilişkisi bulunduğu belirlenmiştir. ARDL sınır testi yaklaşımına göre, kamu sağlık harcamalarında meydana gelen %1’lik bir artış, uzun dönemde Gini katsayısını %0,03 oranında azaltmaktadır. Toda Yamamoto nedensellik testine göre sağlık harcamalarından gelir dağılımı eşitsizliğine doğru bir nedensellik ilişkisi bulunmaktayken gelir dağılımı eşitsizliğinden sağlık harcamalarına doğru bir nedensellik ilişkisi bulunmadığı belirlenmiştir.

Anahtar Kelimeler: Sağlık Harcamaları, Gelir Dağılımı, ARDL Sınır Testi, Toda-Yamamoto Nedensellik Testi, Türkiye.

JEL Sınıflandırması: D31, D33, I11.

**THE RELATIONSHIP BETWEEN HEALTH EXPENDITURES AND INCOME
DISTRIBUTION: AN ARDL BOUNDS TESTING APPROACH FOR TURKEY****ABSTRACT**

This study was conducted to examine the effects of health expenditures on income distribution in Turkey. The study covered the period of 1980-2017. In the study, Gini coefficient was dependent variable, and the ratio of public health expenditures to GDP was independent. In order to determine the

* Yozgat Bozok Üniversitesi, İ.İ.B.F., Sağlık Yönetimi Bölümü, Yozgat/Türkiye e-mail: gulcan.santas@bozok.edu.tr

* Sivas Cumhuriyet Üniversitesi, İ.İ.B.F., Maliye Bölümü. Sivas/Türkiye e-mail: bdemirgil@cumhuriyet.edu.tr

* Yozgat Bozok Üniversitesi, İ.İ.B.F., Sağlık Yönetimi Bölümü. Yozgat/Türkiye e-mail: fatih.santas@bozok.edu.tr

stability of the series, firstly the unit root test was performed, and then ARDL bounds testing approach was used to investigate the existence of a long-term relationship between variables. Toda Yamamoto causality test was performed, because the variables included in the study were stationary at different degrees. In the results of the study, it was determined that there was an integration relationship between the series. According to the ARDL bounds testing approach, a 1% increase in public health expenditures reduced the Gini coefficient by 0.03% in the long run. According to the Toda Yamamoto causality test, while there was a causal relationship from health expenditures to income distribution inequality, it was determined that there was no causality relation from income distribution inequality to health expenditures.

Keywords: *Health Expenditures, Income Distribution, ARDL Bounds Testing, Toda Yamamoto Causality Test, Turkey.*

JEL Classification: *D31, D33, I11.*

1. GİRİŞ

Sağlık için yapılan harcamalar toplumun sağlık statüsünü olumlu yönde etkilemektedir ve sağlık statüsü iyi durumda olan çalışan nüfus, ülkenin üretimine ve gelişimine katkı sağlamaktadır. Böylece sağlık harcamaları sağlamlılığa katkı sağlayarak gelir dağılımını dengelemede rol oynayabilmektedir. Bir başka açıdan bakıldığında, gelir dağılımı da sağlık harcamalarını etkileyebilmektedir. Bir ülkenin milli gelirinden sosyal kamu harcamaları (sağlık, eğitim, sosyal güvenlik gibi) için ayırmış olduğu payın büyüklüğü, o ülkenin gelişmişlik seviyesi ve ülke vatandaşlarının refahıyla ilişkili olmaktadır (Kayalidere ve Şahin, 2014: 63). Ülke nüfusunun büyük bir kesiminin gelir dağılımından görece olarak daha az pay alması durumunda, bu kesim devletin sunduğu sağlık ve eğitim gibi hizmetlerden daha az faydalanabilmektedir (Erçakar ve Güvenoğlu, 2018: 39).

Türkiye’de sağlık harcamaları artış göstermektedir. 2016 yılı itibariyle Toplam Sağlık Harcamasının GSYH’ye oranı %4,6’ya ve kişi başı sağlık harcaması 1.524 TL’ye ulaşmıştır (Sağlık Bakanlığı, 2017). Sağlık harcamalarının artışında nüfusun artışı, kentleşme, nüfusun yaşlanması gibi demografik değişimler, kronik ve dejeneratif hastalıkların artışı, gelir düzeyindeki artış, tıbbi teknolojinin gelişmesi, sağlık bilgisi ve bilincinin artışı gibi sebepler etkili olmaktadır (Ünal, 2013: 121-122). Türkiye’nin Gini katsayısı yıllar içinde değişim göstermektedir ve 2017 yılında 0,405 olarak gerçekleşmiştir (TÜİK, 2018a).

Türkiye’de hem sağlık harcamaları hem de gelir dağılımı sıklıkla tartışılan konular arasında yer almaktadır. Ekonomik olarak gelişme gösteren Türkiye’de sağlığa yapılan harcamalar konusunda ve ülkede gelir dağılımıyla ilgili sorunlu alanlar olduğu söylenebilir. Dolayısıyla, sağlık harcamaları ve gelir dağılımı arasındaki nedensellik ilişkisi ve ilişkinin yönünün ortaya konulmasının önemli olduğu düşünülmektedir. Uluslararası alanyazın incelendiğinde, sağlık harcamaları ve gelir dağılımı arasındaki

ilişkiye yönelik ampirik çalışmaların mevcut olduğu görülmektedir (Gerdtam vd., 1992; Chakroun, 2010; Aksoğan ve Elveren, 2012; Martinez-Vazquez vd., 2014; Akbulut, 2015; Baltagi vd., 2017). Ancak Türkiye’de bu konuda yapılan çalışmaların sayıca kısıtlı olduğu söylenebilir. Bu çalışma kapsamında Türkiye sağlık harcamaları ve gelir dağılımı arasındaki ilişki incelenmiştir.

2. LİTERATÜR İNCELEMESİ

Sağlık harcamaları, sağlığın geliştirilmesi ve korunması amacıyla yapılan tüm harcamalar olarak tanımlanmaktadır. Bu harcamalar sağlığın korunması, geliştirilmesi, bakım, beslenme ve acil programlar için yapılan harcamaları kapsamaktadır (Türkiye İstatistik Kurumu, 2018a). Sağlık harcamaları emeğin verimliliğine katkı sağlaması nedeniyle bir “yatırım harcaması” olarak da ele alınmaktadır. Sağlık harcamalarının değerlendirilmesinde toplam sağlık harcamaları, kişi başına düşen sağlık harcaması, özel sağlık harcamaları, cepten ödemeler, ilaç harcamaları gibi çeşitli ölçütler kullanılabilir (Ünal, 2013: 113).

Refah düzeyi yüksek ülkeler, genellikle sağlık hizmetlerine daha fazla kaynak ayırmaktadır. Daha fazla kaynak ayırma ve daha fazla sağlık harcaması yapmak, daha iyi sağlık sonuçları ile ilişkilendirilmektedir. Ancak, bu ilişki her durumda geçerli olamayabilmektedir. Daha iyi sağlık sonuçlarının varlığı eğitim, çevre koşulları, halk sağlığı hizmetlerinin geliştirilmesi gibi faktörlerin varlığına da ihtiyaç duymaktadır (Mutlu ve Işık, 2005: 221).

Bir ülkenin ekonomisinin sürdürülebilir bir büyüme ve kalkınma sağlayabilmesinde hem fiziksel sermaye stokları hem de beşeri sermaye önemli bir unsur olmaktadır. Beşeri sermayesine yatırım yapmak isteyen ülkeler, ülke sağlığına ve sağlık göstergelerine öncelikli önem vermektedir (Cömertler Şimşir vd., 2015: 44). Sağlık, ülkelerin gelişmesi ve ekonomik kalkınmasına katkı sağlayan önemli göstergelerden biri olmaktadır ve uluslararası ekonomik karşılaştırmalarda sıklıkla kullanılmaktadır (Şen ve Bingöl, 2018: 90). Bir ülkede yaşam standartlarını görmede sağlık önemli bir göstergedir. Emeğin üretkenliği, çalışanların sağlık ve eğitim koşullarına bağlıdır. Bu nedenle, hükümet tarafından yapılan sağlık harcamaları, insan sermayesini biriktirmek için önemli bir faktördür. Eğitimli ve sağlıklı bir toplum, ekonomik verimliliğin artmasına katkı sağlamaktadır. Verimlilik artışı, ulusal geliri artıracığından olumlu olarak değerlendirilmektedir (Doğan, 2016: 28; Erçelik, 2018: 1). Sağlıklı bireyler ekonomik büyümeyi sağlamaktadır ve bu sebeple sağlık yatırımlarının yeterli olmadığı ülkelerde ekonomik büyüme olumsuz etkilenebilmektedir (Arslan vd., 2016: 288).

Araştırma kapsamında incelenen bir diğer kavram olan gelir dağılımı, “ülke içinde belirli bir dönemde üretilen milli gelirin bireyler, hane halkı, gruplar, bölgeler ya da üretim faktörü sahipleri arasında bölüşülmesi” şeklinde tanımlanmaktadır. Gelir dağılımının hesaplanmasında Gini katsayısı, Lorenz eğrisi, yüzdelerik gelir dilimleri ve yüzdelerik paylar analizi gibi ölçütler kullanılabilir (Türkiye İstatistik Kurumu, 2018b):

• *Gini katsayısı*, kişisel gelir dağılımını ölçmek için kullanılan bir dağılım ölçüsüdür. “0” ve “1” arasında değişen Gini katsayısı, gelirin adaletli dağılıp dağılmadığını göstermektedir. Gelir adaletli şekilde dağıtılmışsa Gini katsayısı “0”a eşit, geliri yalnız bir kişi almışsa Gini katsayısı “1”e eşit olmaktadır. Bu katsayısı “0”a yaklaştıkça gelir eşitsizliği azalmaktadır.

• Gelir dağılımının hesaplanmasında bir diğer ölçüt *Lorenz eğrisidir ve eğri*, gelirin nüfusa dağılımındaki eşitsizliği gösteren grafik şeklinde tanımlanmaktadır. Lorenz eğrisi bir karenin köşegenini uç noktalarda kesmektedir. Karenin dikey kenarında gelirin birikimli payları, yatay kenarında ise nüfusun birikimli payları yüzde olarak gösterilmektedir. Köşegen doğru, gelirin nüfus arasında eşit dağılımını (mutlak eşitlik) yansıtmaktadır. Bu eğri köşegenden uzaklaştıkça, gelir dağılımındaki eşitsizlik artmaktadır.

• P80/P20 olarak da ifade edilen *yüzdellik payları*, bireysel gelir dağılımını ölçmede kullanılan gelir dağılımı ölçütlerinden biridir. Yüzde 20’lik fert/hanehalkı gruplarının toplam gelirden aldıkları paylara göre; “son yüzde 20’lik grubun toplam gelirden aldığı pay/ ilk yüzde 20’lik grubun toplam gelirden aldığı pay” formülü ile hesaplanmaktadır.

Kamu harcamalarının gelir dağılımı ile ilişkisi düşünüldüğünde, olumlu bir etkinin ortaya çıkabilmesi için, kamu harcamalarının faydasından alt gelir grubunda yer alanların daha çok yararlanması beklenmektedir. Ancak bu durumda kamu harcamalarının gelir dağılımı üzerinde iyileştirici etkisi olduğu söylenebilmektedir. Kamu harcamalarının faydasından üst gelir grubunda yer alanlar daha fazla yararlanıyorsa, bu durumda harcamaların gelir dağılımı üzerinde negatif (kötüleştiren) bir etkiye sahip olduğu şeklinde yorumlanabilmektedir (Ulusoy ve diğerleri, 2015: 46). Önemli kamu harcamaları arasında yer alan sağlık harcamaları için de bu durum geçerli olmaktadır.

Bir ülkede gelir seviyesi kadar gelirin dağılımı da sağlık için önemli bir faktördür. Özellikle gelişmiş toplumlarda sağlık statüsü, gelir seviyesinden ziyade gelirin adaletli dağılımına bağlıdır. Gelir dağılımının adil olduğu ülkelerde sağlık statüsü de daha hızlı artmaktadır (Boz ve Arslan Kurtuluş, 2017: 48). Sağlık harcamaları sadece bireylerin sağlık hizmetlerine erişimini etkilemekle kalmayıp, aynı zamanda gelir dağılımını da yeniden şekillendirebilmektedir (Markova, 2006: 13). Ancak alanyazın incelendiğinde, yapılan çalışmaların daha çok “büyüme ve gelir dağılımı” (Özdemir vd., 2011; Peçe vd., 2016; Tosun, 2016; Akalin vd., 2018) ve “kamu harcamaları ve büyüme” (Özmen, 2010; Altunç, 2011; Kanca, 2011; Bakkal, 2016) arasındaki ilişkiye odaklandığı görülmektedir. Kamu harcamaları ve gelir dağılımı ilişkisini konu alan çalışmalarda ise daha çok belli harcama türlerinin farklı gelir grupları üzerindeki etkisinin incelendiği ve kamu harcamalarının bütün olarak gelir dağılımı üzerine etkilerinin yeterince incelenmediği ileri sürülmektedir (Ulusoy ve diğerleri, 2015: 64).

Alanyazın incelendiğinde, sağlık harcamaları ve gelir dağılımı arasındaki ilişkiye yönelik uluslararası çalışmaların yapıldığı görülmektedir. 19 OECD ülkesinin ekonometrik yaklaşım ile incelendiği bir çalışmada, gelir dağılımının sağlık harcamalarını açıklayan önemli faktörlerden biri

olduğu tespit edilmiştir. Kentleşme, kamu finansmanının toplam harcamaya oranı, yatan hasta harcamalarının toplam harcamaya oranı gibi faktörler de sağlık harcamalarını etkileyen diğer faktörler arasındadır (Gerdtham vd., 1992: 78).

Yapılan bir diğer çalışmada, sağlık harcamaları ile gelir dağılımı arasındaki ilişki 167 ülkenin 18 yıllık (1995-2012) sağlık göstergeleri üzerinden incelenmiştir. Analiz, gözlemlenmemiş heterojenliği, zamansal kalıcılığı ve kesit bağımlılığını hesaba katması sebebiyle panel veri yöntemleri kullanılarak gerçekleştirilmiştir. Çalışmada OECD ülkelerine odaklanan mevcut alanyazımın daha çok gelişmiş ülkelerde incelendiği; bu çalışmanın gelişmekte olan ve düşük gelirli ülkelere odaklandığı için yeni bir bakış açısını ortaya koyduğu belirtilmektedir (Baltagi vd., 2017: 871).

Bir diğer çalışmada, 1975–2003 döneminde 17 OECD ülkesi incelenmiştir ve panel eşik regresyon modeli kullanılmıştır. Araştırma sonucunda, sağlığın bir lüks olmayıp bir zorunluluk olduğu belirtilmektedir. Ayrıca, sağlık harcamaları ve gelir arasındaki ilişkinin zamanla ve ülkeler arasında değişmek yerine, doğrusal olmayan bir durum olduğu tespit edilmiştir (Chakroun, 2010: 2).

Martinez-Vazquez ve diğerleri (2014: 97) tarafından yapılan çalışmada da, panel veri analizi yöntemi kullanılmıştır. Çalışmada, 1970-2009 yılları incelenmiş ve gelişmekte olan 150 ülke araştırmaya dâhil edilmiştir. Kişisel gelir vergisinin, diğer vergilerin ve kamu harcamalarının gelir dağılımı üzerindeki etkisini analiz etmek için çok değişkenli regresyon analizi yapılmıştır. GSYH'ye oranı yüksek olan sosyal koruma, eğitim, sağlık ve konut harcamalarının gelirin dağılımını hem bireysel hem de toplumsal anlamda pozitif yönde etkilediği tespit edilmiştir.

Sağlık harcamaları ve gelir düzeyi arasındaki ilişkiye yönelik ulusal çalışmalar incelendiğinde, Aksoğan ve Elveren (2012: 273) tarafından yürütülen bir çalışmada, 1970-2008 dönemi incelenmiş ve eş bütünleşme ve nedensellik yöntemleri kullanılmıştır. Çalışma sonucunda, Türkiye’de sağlık harcamalarının gelir dağılımını iyileştirici etkisi olduğu, savunma ve eğitim harcamalarının gelir dağılımı üzerinde negatif bir etkiye (gelir dağılımını bozucu) sahip olduğu tespit edilmiştir.

Akbulut (2015) tarafından yapılan “Eğitim ve sağlık harcamalarının gelir dağılımı üzerine etkisi” isimli tez çalışmasında Türkiye’de 1994-2013 yılları arasındaki eğitim ve sağlık harcamalarının gelir dağılımı üzerinde etkinliği incelenmiştir. Çalışmada regresyon analizi ve “En Küçük Kareler Yöntemi (EKK)” kullanılmıştır. Çalışma sonucunda, Türkiye’de kamu tarafından yapılan sağlık harcamalarının gelir dağılımı eşitsizliğini azaltmaya yönelik bir etkisi olduğu saptanmıştır.

3. VERİ SETİ VE EKONOMETRİK YÖNTEM

Bu çalışma, Türkiye’de sağlık harcamalarının gelir dağılımı üzerindeki etkisinin incelenmesi amacıyla gerçekleştirilmiştir. Çalışma, 1980-2017 dönemini kapsamaktadır. Çalışmada yıllık veriler ve iki değişken kullanılmıştır. Çalışmada Gini katsayısı bağımlı değişken, sağlık harcamaları ise bağımsız değişkendir. Analiz için değişkenlerin doğal logaritmaları alınmıştır. Değişkenlerden Gini katsayısı

değişkenine ait 1980-2005 dönemi verilerine Dumlu ve Aydın (2008) tarafından “Ekonometrik Modellerle Gini Katsayısının Tahmini” başlıklı çalışmadan ve 2006-2017 dönemi verilerine ise TÜİK veri tabanından ulaşılmıştır. Bağımsız değişken olan kamu sağlık harcamalarının GSYH’ye oranına ait veriler ise OECD veri tabanından temin edilmiştir.

Çalışmanın analizinde kullanılan model şu şekilde tanımlanmaktadır:

$$\ln gini = \alpha_0 + \beta_1(\ln sharc) + \mu_t \quad (1)$$

Yukarıda yer alan (1) nolu denklemde:

t: Zaman,

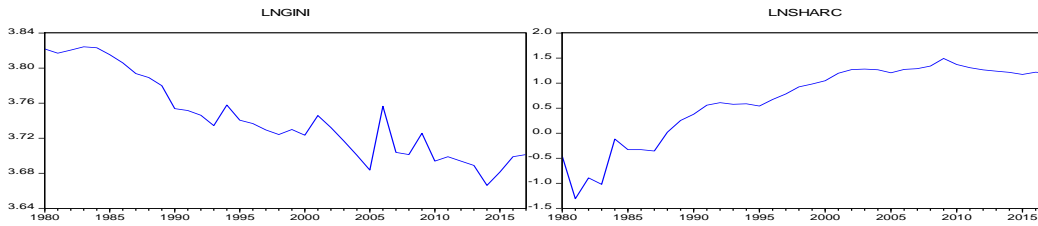
Ingini: Gelir eşitsizliği için kullanılan gini katsayısını,

Insharc: Kamu sağlık harcamalarının GSYH oranını,

Ut: Hata terimini temsil etmektedir.

Çalışmada yer alan değişkenlere ait grafik Şekil 1’de yer almaktadır.

Şekil 1. Serilerin (Ingini, Insharc) Grafikselsel Görünümü



Çalışma yer alan değişkenlere ait tanımlayıcı istatistikler Tablo 1’de yer almaktadır.

Tablo 1. Değişkenlerin (Ingini, Insharc) Tanımlayıcı İstatistikleri

Değişkenler	Ort.	Maximum	Minimum	Standart Hata	Skewness	Kurtosis	Jarque-Bera
Ingini	3,733	3,824	3,666	0,046	0,457	2,060	2,725(0,256)
Insharc	0,953	1,492	-1,309	0,760	-1,30	2,978	6,722(0,034)

Tablo 1’de yer alan tanımlayıcı istatistiklere göre Ingini’deki dalgalanma Insharc’ya göre daha fazladır. Aynı zamanda yanlılık analizi sonuçları Ingini’nin sağa Insharc’nın ise sola yatık olduğunu göstermektedir. Jarque-Bera testi ise Ingini normal dağılırken, Insharc’nın normal dağılmadığını göstermektedir.

Çalışmada serilerin durağanlığının tespiti için öncelikle birim kök testi yapılmış ve ardından değişkenler arasında uzun dönemli bir ilişkinin varlığını araştırmak için Eviews 10 programı yardımıyla Pesaran vd. (2001) tarafından geliştirilen ARDL sınır testi yaklaşımı kullanılmıştır.

3.1. Birim Kök Testi ve Sonuçları

Çalışmada öncelikle değişkenlerin birim kök içerip içermediği veya diğer bir ifadeyle değişkenlerin durağan olup olmadıklarının araştırılması gerekmektedir. Bu kapsamda çalışmada değişkenlerin durağanlık dereceleri ADF (Augmented Dickey Fuller) ve PP (Phillips Perron) birim kök testleriyle araştırılmıştır.

Dickey- Fuller (1979) tarafından geliştirilen Dickey- Fuller (DF) birim kök testi birinci dereceden otoregresif süreçlerde uygulanmaktaydı. Dickey- Fuller (1981) daha yüksek dereceden otoregresif süreçlerde de birim kök testi uygulamak için Augmented Dickey- Fuller (ADF) testini geliştirmişlerdir (Dickey and Fuller, 1981:1057-1072). ADF regresyonları Y_t zaman serisi için şöyle ifade edilmektedir:

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

$$\Delta Y_t = \alpha + \delta Y_{t-1} + \sum_{j=2}^k \delta_j \Delta Y_{t-j+1} + e_t \quad (2)$$

$$\Delta Y_t = \alpha + \beta t + \delta Y_{t-1} + \sum_{j=2}^k \delta_j \Delta Y_{t-j+1} + e_t \quad (3)$$

Bu denklemlerde α deterministik elemanı, β trend etkisini göstermek üzere üç farklı durum ifade edilmektedir. $[\Delta]$ fark operatörü olmak üzere denklemlerin hepsi için $H_0: \delta = 0$ temel hipotezinin reddedilememesi durumunda Y_t serisi birim köklüdür (durağan değildir) denir (Enders, 1995:221).

Phillips ve Perron (1988) tarafından geliştirilmiş olan PP testi hatalardaki otokorelasyon ve değişen varyansı ele alma tarzları bakımından ADF testinden farklılık göstermektedir (Çetin ve Yüksel, 2018:176). Phillips ve Perron (1988), hata terimleri arasında otokorelasyon ve değişen varyans olabileceği varsayımı altında bir birim kök testi geliştirilmiştir (Kızılkaya ve diğerleri, 2016:265). PP testi üç şekilde modellenmektedir:

$$Y_t = \delta Y_{t-1} + e_t \quad (4)$$

$$\Delta Y_t = \beta_1 + \delta Y_{t-1} + e_t \quad (5)$$

$$\Delta Y_t = \beta_1 + \delta Y_{t-1} + \beta_2 (t-T)/2 + e_t \quad (6)$$

Yukarıda yer alan tüm modellerde hata terimi ortalaması sıfırdır, ardışık bağımlı veya eş varyans varsayımı ihlal edilebilmektedir. Hipotez testi ADF testinde olduğu gibi H_0 hipotezinin sınanması ile yapılmakta ve H_0 'ın reddedilmesi bize serinin birim kök içermediğini ve durağan olduğu bilgisini vermektedir (Çetin ve diğerleri, 2018:36).

Çalışmada gerek otokorelasyon ve değişen varyans sorunu gerekse değişkenlerin durağanlığı hakkında daha sağlıklı bilgi edinmek üzere ADF testine ek olarak PP (Phillips Perron) testinden de yararlanılmıştır. Değişkenlere ait birim kök testi sonuçları Tablo 2’de yer almaktadır.

Tablo 2. ADF Birim Kök Testi - PP Birim Kök Testi Sonuçları

Değişken	ADF Birim Kök Testi	PP Birim Kök Testi	Kritik Değer (%5)
Ingini	I(0) -3,63	I(0) -3,70	-3,53
Insharc	I(1) -12,09	I(1) -38,47	-3,54

Kritik Değer %5 anlamlılık düzeyinde Dickey Fuller Kritik değerlerini göstermektedir. Değerler sabitli ve trendli model için Dickey-Fuller tablo değeridir.

Tablo 2’de yer alan her iki birim kök testi sonuçlarına göre, Ingini serisi düzey değerinde durağan I(0) iken Insharc serisi ise birinci farkı alındığında durağan I(1) hale gelmiştir. Birim kök testleri toplu olarak değerlendirildiğinde görüleceği üzere değişkenler aynı dereceden durağan değildirler. Klasik eşbütünleşme testleri olarak da adlandırılan Engle-Granger ve Johansen eşbütünleşme testleri serilerin aynı dereceden durağan olmaları durumunda uygulanabilmektedir. Bu nedenle çalışmada değişkenler arasında eşbütünleşme ilişkisinin araştırılması için Peseran vd. (2001) tarafından geliştirilen sınır testi (ARDL) kullanılmıştır.

3.2. Eşbütünleşme Testi ve Sonuçları

Eşbütünleşme tekniğinin uygulanmasında her bir değişkenin bütünleşme derecesinin belirlenmesi gerekmektedir ve birim kök testlerinin gücüne bağlı olarak farklı testler farklı bulgular ortaya koyabilmektedir (Çetin ve Seker, 2014: 220). Bu sebeple, çalışmada seriler arasında uzun dönemli ilişkinin testinde Peseran vd. (2001) tarafından geliştirilen sınır testi (ARDL) yaklaşımından yararlanılmıştır. Sınır testinin diğer eş bütünleşme testlerine göre çeşitli üstünlükleri bulunmaktadır. Kısa ve uzun süreli parametreler, ARDL modelinden türetilmiş sınırsız bir hata düzeltme modeli (UECM) aracılığıyla aynı anda tahmin edilebilir. Bu yaklaşımda sonlu ve küçük örneklem büyüklükleri için daha iyi sonuçlar elde etmek mümkündür. Son olarak, tüm değişkenlerin bu modelde endojen (iç kaynaklı) olduğu varsayılmaktadır (Çetin vd., 2018: 36594). Ayrıca sınır testi, serilerin bütünleşme dereceleri açısından bir koşul aramaksızın seriler arasındaki uzun dönem ilişkisiyi test etmek amacıyla kullanılan esnek bir yaklaşımdır.

Birim kök testi sonuçları incelendiğinde değişkenlerin aynı dereceden durağan olmadığı görülmektedir. Değişkenlerden Ingini serisinin düzey değerinde I(0) ve Insharc serisinin ise birinci dereceden durağan I(1) olması nedeniyle çalışmada Peseran vd. (2001) tarafından geliştirilen sınır testi (ARDL) yaklaşımı kullanılarak değişkenler arasında eşbütünleşme ilişkisi test edilmiştir.

ARDL sınır testi analizi için kısıtsız hata düzeltme modeli (7) nolu denklemde gösterilmektedir.

$$\Delta(\ln gini)_t = \alpha_0 + \beta_1(\ln gini)_{t-1} + \beta_2(\ln sharc)_{(t-1)} + \sum_{i=1}^m \lambda_{1i} \Delta(\ln gini)_{(t-i)} + \sum_{i=1}^m \lambda_{2i} \Delta(\ln sharc)_{(t-i)} + \mu_t \quad (7)$$

(7) nolu denklemin oluşturulmasından sonra değişkenler arasında uzun dönemli bir ilişkinin varlığını test etmek için Wald testi kullanılmaktadır. Uzun dönem ilişkisinin test edilmesi için hesaplanan F istatistik değeri, Peseran vd. (2001) tarafından türetilen anlamlılık düzeyleri ile karşılaştırılmaktadır. Eğer hesaplanan F istatistik değeri kritik değerden büyükse eşbütünleşme ilişkisinin varlığı sonucuna ulaşılmaktadır. Bu durumda uzun dönem katsayılarının tahmininin yapılması için (3) nolu denklemde yer alan ARDL (m, n) modeli oluşturulmaktadır.

$$\ln gini_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^m \lambda_{1i} (\ln gini)_{(t-i)} + \sum_{i=0}^n \lambda_{2i} (\ln sharc)_{(t-i)} + \mu_t \quad (8)$$

Uzun dönemli ilişkinin katsayıları hesaplandıktan sonra değişkenler arasında kısa dönemli ilişkinin belirlenmesi için ARDL'ye dayanan bir hata düzeltme modeli kullanılarak (9) nolu denklem tahmin edilmektedir.

$$\Delta \ln gini_t = \alpha_0 + \beta_1 (ECM)_{t-1} + \sum_{i=1}^m \lambda_{1i} \Delta(\ln gini)_{(t-i)} + \sum_{i=0}^n \lambda_{2i} \Delta(\ln sharc)_{(t-i)} + \mu_t \quad (9)$$

9 no'lu denklemde yer alan ECM'deki katsayılar modelin kısa dönem katsayılarını temsil etmektedir. Uzun dönem modelinden elde edilen hata teriminin bir gecikmeli değeri (ECM_{t-1}) kısa dönemde meydana gelen şoklardan sonra sistemin uzun dönem dengesine uyarlanma hızını göstermektedir. ECM_{t-1} katsayısının istatistiki olarak anlamlı olması ve 0 ile -1 arasında bir değer alması durumu kısa dönem dengesizlikleri giderilmiş olduğunu ifade etmektedir (Çetin ve Seker, 2014: 222).

Denklem(8) bağlamında seriler arasında eşbütünleşme ilişkisinin araştırılması için sınır testi yapılmış ve sonuçları Tablo 3'de gösterilmiştir:

Tablo 3. Sınır Testi Sonuçları

k	F istatistiği	%5 anlamlılık düzeyinde sınır değerler	
		Alt sınır	Üst sınır
2	12,89	6,56	7,30

Peseran vd. (2001), tüm değişkenlerin I(0) veya I(1) oldukları iki uç durum için sırasıyla alt ve üst sınır tablo kritik değerlerini oluşturmuşlardır. Eğer sınır testi ile hesaplanan F istatistiği I(1) üst sınır değerinden büyük ise seriler arasında eşbütünleşme ilişkisi vardır. Eğer hesaplanan F istatistiği değeri alt ve üst kritik değer arasında ise kesin bir yorumun yapılamayacağına karar verilirken, hesaplanan F istatistiği değeri alt sınır değerinden küçük ise seriler arasında eşbütünleşme ilişkisinin olmadığına karar

verilmektedir. Tablo 3’de görüldüğü üzere hesaplanan F istatistiği değeri olan 12,89 Pesaran’ın üst sınır değeri olan 7,30’dan büyük olduğu için seriler arasında eşbütünleşme ilişkisi bulunmaktadır.

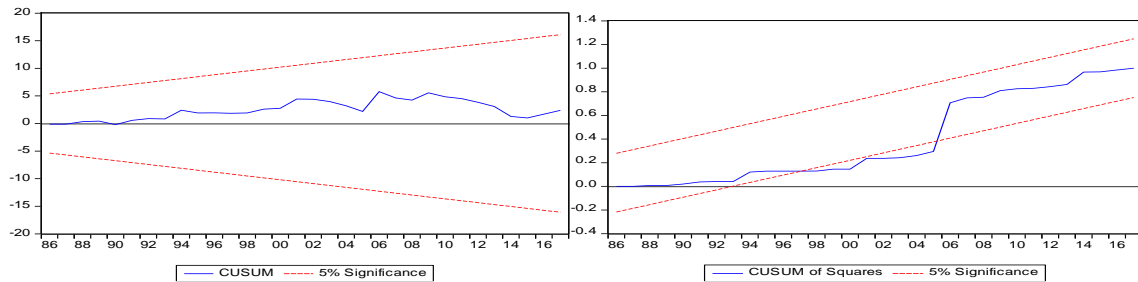
Seriler arasında uzun dönemli bir denge ilişkisinin varlığı F testi ile tespit edildikten sonra uzun dönemli ilişkiyi yansıtan parametrelerin tahmin edilmesi gerekmektedir. ARDL modelinin ilk aşamasında uygun gecikme uzunluğunun belirlenmesi gerekmektedir. Bu çalışmada Akaike (AIC) bilgi kriterine göre optimal gecikme uzunluğu 1 olarak alınmış ve uygun modelin ARDL (1, 1) modeli olduğu tespit edilmiştir. Tahmin edilen modelin sonuçları Tablo 4’te yer almaktadır.

Tablo 4. ARDL (1,1) Modelinin Tahmini Kısa ve Uzun Dönem Sonuçları

Bağımlı değişken İngini				
Kısa Dönem Sonuçları				
Değişkenler	Katsayı	Standart hata	t-istatistiği	Olasılık*
D(lnsharc)	-0.0035	0.0114	-0.3124	0.7567
D(@trend())	-0.0013	0.0006	-1.9895	0.0552
ECM	-0.8341	0.1670	-4.9947	0.0000
Uzun Dönem Sonuçları				
Lnsharc	-0.0338	0.0098	-3.4200	0.0017
C	3.7928	0.0086	436.9355	0.0000
@trend	-0.0016	0.0006	-2.3975	0.0225
Tanısal Testler	LM (Olasılık)			
Otokorelasyon testi	$X_{BG}^2=1.66$ (0.43)			
Değişen varyans	$X_{ARCH}^2=0.16$ (0.68)			
Model kurma hatası	$X_{Ramsey}^2=1.56$ (0.12)			
Normallik testi	$X_{JB}^2=4,37$ (0,11)			

Tablo 4’te tahmin edilen ARDL (1,1) modelinin tanısal test sonuçlarına göre, tahmin edilen modelde herhangi bir otokorelasyon, değişen varyans sorununun bulunmadığı, model kurma hatasının olmadığı ve hata terimlerinin normal dağılıma sahip olduğu söylenebilir. Grafik 1 tahmin edilen ARDL modelinin kararlılığını ve yapısal kırılmayı araştırmak için ardışık hata terimlerinin kümülatif toplamına dayanan ve Brown vd. (1975) tarafından önerilen CUSUM ve CUSUMQ grafiklerini göstermektedir.

Grafik 1. CUSUM ve CUSUMQ Grafikleri



Grafik 1'e göre ilgili değerler CUSUM testinde kritik sınırlar içerisinde yer alır iken CUSUMQ testinde 1997 yılında bir taşma olduğu görülmektedir. Bu nedenle sonuçları teyit etmek için Chow testinden yararlanılmıştır. Test sonuçları Tablo 5'te yer almaktadır.

Tablo 5. Chow Testi Sonuçları

Kestirim Dönemi	F İstatistiği	Olasılık Değeri
1997	0,923	0,406

Tablo 5'te yer alan Chow testi sonuçlarına göre ilgili dönemde bir yapısal kırılma söz konusu değildir. Bu sonuçlar modelin katsayılarının istikrarlı olduğunu göstermektedir.

Tablo 4'te ARDL modelinden yararlanılarak elde edilen uzun dönem kamu sağlık harcaması değişkeninin katsayısı %5 düzeyinde istatistiki olarak anlamlıdır. Buna göre, kamu sağlık harcamalarında meydana gelen %1'lik bir artış, uzun dönemde Gini katsayısını %0,03 oranında azaltmaktadır. Bu sonuç, uzun dönemde kamu sağlık harcamalarının, gelir dağılımını olumlu etkilediğini göstermektedir.

Değişkenler arasındaki kısa dönem ilişkisi, yine sınır testi yaklaşımına dayalı ARDL hata düzeltme modeli ile araştırılmıştır. Burada ECM (Error Correction Model) terimi, hata düzeltme terimi olup; uzun dönem ilişkisinden elde edilen hata terimleri serisinin bir dönem gecikmeli serisini temsil etmektedir. Bu değişkenin katsayısı, kısa dönemde meydana gelen sapmaların ne kadarının bir dönem sonra düzeleceğini göstermektedir. Bu katsayının işaretinin negatif olması, seriler arasında meydana gelen sapmaların uzun dönem denge değerine yakınlaşacağı; pozitif olması durumunda ise uzun dönem denge değerinden uzaklaşacağı bilgisini sunmaktadır (Mercan, 2013: 380).

Tablo 4'e göre, hata düzeltme terimi katsayısı (-0,83) istatistiki olarak anlamlı ve negatiftir. Buna göre hata düzeltme modeli çalışmakta ve değişkenlerde kısa dönemde oluşan bir sapma yaklaşık bir dönem sonra tekrar uzun dönem dengesine gelmektedir.

3.3. Nedensellik Testi ve Sonuçları

Granger'e göre, seriler arasında eşbütünleşme ilişkisinin olması en azından bir yönlü nedensellik ilişkisinin olduğunu işaret etmektedir. Ancak eşbütünleşme sonuçları nedenselliğin yönü hakkında bilgi vermemektedir (Yaylalı ve Lebe, 2011: 37). Değişkenler arasında nedensellik ilişkisini tespit etmek için Granger ve Toda Yamamoto gibi nedensellik testlerinden yararlanılmaktadır.

Nedensellik araştırmasında kullanılan yöntemlere göre, düzeyde durağan değişkenler arasındaki nedensellik araştırmalarında Granger (1969) tarafından geliştirilen VAR modeli kullanılmaktadır. Düzeyde durağan olmayan değişkenler aynı fark derecesinde durağanlaştıklarında ise Engle ve Granger

(1987) tarafından geliştirilen VECM modeli uygulanmaktadır. Toda ve Yamamoto (1995), değişkenlerin durağan olmaması durumunda da düzey değerlerinin yer aldığı VAR modelinin tahmin edilebileceğini ve dönüştürülmüş WALD (MWALD) testinin uygulanabileceğini göstermişlerdir (Akkaş ve Sayılğan, 2015:575).

Çalışmada yer alan değişkenler ise farklı dereceden durağan I(0) ve I(1) olmaları nedeniyle Toda Yamamoto nedensellik testi yapılmıştır (Toda ve Yamamoto, 1995). Toda Yamamoto nedensellik testinde VAR modelinin optimal gecikme uzunluğu (m) ve incelenen serilerin en büyük durağanlık derecesi (dmax) belirlendikten sonra (m+dmax) boyutunda bir VAR modeli tahmin edilir. Toda-Yamamoto yaklaşımında tahmin edilen VAR (m+dmax) modeli aşağıdaki gibi tanımlanmaktadır.

$$Y_t = \omega + \sum_{i=1}^m \alpha_{1i} X_{t-1} + \sum_{i=1}^m \beta_{1i} Y_{t-1} + \sum_{j=m+1}^{dmax} \delta_{1i} X_{t-1} + \sum_{j=m+1}^{dmax} \theta_{1i} Y_{t-1} + \epsilon_{1t} \quad (10)$$

$$X_t = \varphi + \sum_{i=1}^m \alpha_{2i} X_{t-1} + \sum_{i=1}^m \beta_{2i} Y_{t-1} + \sum_{j=m+1}^{dmax} \delta_{2i} X_{t-1} + \sum_{j=m+1}^{dmax} \theta_{2i} Y_{t-1} + \epsilon_{2t} \quad (11)$$

Burada (m) uygun gecikme uzunluğunu, (dmax) sistemdeki değişken bütünleşme derecelerinin en büyüğünü göstermektedir. Ayrıca hata terimlerinin (ϵ_{1t} ve ϵ_{2t}) sıfır ortalama ve sabit bir kovaryans matrisine sahip olduğu varsayılmaktadır. Analizde m ve d'nin uygun şekilde belirlenmesi gerekmektedir. Uygun gecikme uzunluğu (m) bilgi kriterleri yardımıyla, maksimum bütünleşme derecesi (dmax) ise birim kök testleriyle belirlenebilmektedir. Değişkenler arasındaki karşılıklı nedensellik ilişkisinin varlığını belirlemek amacıyla ve hipotezleri düzeltilmiş (modified) WALD test istatistiği kullanılarak sınanmaktadır. Hesaplanan MWALD test istatistiği k serbestlik dereceli χ^2 tablo değerinden büyük olması halinde yukarıda belirtilen hipotezler reddedilmektedir. Bu doğrultuda öncelikle birim kök testlerinden elde ettiğimiz maksimum bütünleşme mertebeleri (dmax=1), VAR modelinden elde edilen optimal gecikme uzunluklarına (m=1) eklenerek genişletilmiş VAR modeli (m+dmax=2) oluşturulmuştur. Sonrasında bu modeldeki m gecikmeli değerlere Wald istatistiğinin uygulanması ile nedensellik ilişkisinin olup olmadığı tespit edilmiştir (Gazel, 2017:292). Tablo 6'da gini katsayısı ile sağlık harcaması arasındaki Toda-Yamamoto nedensellik testi sonucu gösterilmektedir.

Tablo 6. Toda Yamamoto Nedensellik Test Sonuçları

Nedenselliğin Yönü	Gecikme Uzunluğu	MWALD İstatistiği	P Değeri
Insharc \longrightarrow Ingini	2	12.1281	0.0023
Ingini \longrightarrow Insharc	2	0.0833	0.9592

Tablo 6'da yer alan Toda Yamamoto nedensellik testine göre sağlık harcamalarından gelir dağılımı eşitsizliğine doğru bir nedensellik ilişkisi bulunmaktayken gelir dağılımı eşitsizliğinden sağlık harcamalarına doğru bir nedensellik ilişkisi bulunmamaktadır.

4. SONUÇ

Bu çalışma, Türkiye’de sağlık harcamalarının gelir dağılımı üzerindeki etkisinin incelenmesi amacıyla gerçekleştirilmiştir. Çalışma, 1980-2017 dönemini kapsamaktadır. Çalışmada gelir dağılımı için Gini Katsayısı ve sağlık harcamaları için kamu sağlık harcamalarının GSYH’ye oranı kullanılmıştır. Değişkenler için kullanılan harf sembollerinden, “İngini” Gini katsayısını ve “İnsharc” sağlık harcamalarını ifade etmektedir.

Çalışma sonucunda %5 anlamlılık düzeyinde İngini serisi düzey değerinde durağan, İnsharc serisi ise birinci farkı alındığında durağan hale geldiği belirlenmiştir. Hesaplanan F istatistiği değeri olan 12,89 Pesaran’ın üst sınır değeri olan 7,30’dan büyük olduğu için seriler arasında eşbütünlük ilişkisi bulunduğu söylenebilir. ARDL modelinden yararlanılarak elde edilen uzun dönem kamu sağlık harcaması değişkeninin katsayısı %5 düzeyinde istatistiki olarak anlamlıdır. Buna göre, kamu sağlık harcamalarında meydana gelen %1’lik bir artış, uzun dönemde Gini katsayısını %0,03 oranında azaltmaktadır. Bu sonuç, uzun dönemde kamu sağlık harcamalarının, gelir dağılımını olumlu etkilediğini göstermektedir. Değişkenler arasındaki kısa dönem ilişkisi, yine sınır testi yaklaşımına dayalı ARDL hata düzeltme modeli ile araştırılmıştır. Buna göre hata düzeltme modeli çalışmakta ve değişkenlerde kısa dönemde oluşan bir sapma yaklaşık bir dönem sonra tekrar uzun dönem dengesine gelmektedir. Çalışmada Toda Yamamoto nedensellik testine göre sağlık harcamalarından gelir dağılımı eşitsizliğine doğru bir nedensellik ilişkisi bulunmaktayken gelir dağılımı eşitsizliğinden sağlık harcamalarına doğru bir nedensellik ilişkisi bulunmadığı belirlenmiştir.

Gelir dağılımının adil olduğu ülkelerde sağlık statüsünün de olumlu olduğu (Boz ve Arslan Kurtuluş, 2017: 48) ve sağlık harcamalarının sağlık hizmetlerine erişimi etkilemesinin yanında gelir dağılımını da şekillendirebilmesi (Markova, 2006: 13) gerçeklerinden hareketle gelir dağılımında adaletin sağlanması hem başlı başına bir amaç hem de sağlığa yapılacak bir yatırım olduğu söylenebilir. Bu nedenle başta dolaysız vergilerin payının artırılıp, dolaylı vergilerin payının azaltılması olmak üzere gelir dağılımında adaleti sağlayıcı önlemlerin alınmasının yararlı olacağı düşünülmektedir.

KAYNAKÇA

Akalin, G., Özbek, R. İ. ve Çifçi, İ. (2018) “Türkiye’de Gelir Dağılımı ve Ekonomik Büyüme Arasındaki İlişki: Ardl Sınır Testi Yaklaşımı”. Kastamonu Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi, 20(4): 59-76.

Akbulut, E. (2015) “Eğitim ve Sağlık Harcamalarının Gelir Dağılımı Üzerine Etkisi”, Yüksek Lisans Tezi, Karadeniz Teknik Üniversitesi, Sosyal Bilimler Enstitüsü, Trabzon.

Akkaş, M. E. ve Sayılğan, G. (2015) “Ev Fiyatları ve Konut Kredisi Faizi: Toda-Yamamoto Nedensellik Testi”, Journal of Economics, Finance and Accounting, 2(4): 572-583.

- Aksoğan, G. ve Elveren, A. Y. (2012) “Türkiye’de Savunma, Sağlık ve Eğitim Harcamaları ve Gelir Eşitsizliği (1970-2008): Ekonometrik Bir İnceleme”, *Sosyoekonomi*, 17(17): 263-280.
- Altunç, Ö. F. (2011) “Kamu Harcamaları ve Ekonomik Büyüme İlişkisi: Türkiye’ye İlişkin Ampirik Kanıtlar”. *Yönetim ve Ekonomi: Celal Bayar Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*, 18(2): 145-157.
- Arslan, İ., Eren, M. V. ve Kaynak, S. (2016) “Sağlık ile Kalkınma Arasındaki İlişkinin Asimetrik Nedensellik Analizi”, *Dokuz Eylül Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*, 31(2): 287-310.
- Bakkal, H. (2016) “Türkiye’de Kamu Harcamalarının Ekonomik Büyüme Üzerindeki Etkisi ve Yeni Kamu Mali Yönetiminin Rolü”. *Dicle Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*, 6(10): 125-138.
- Baltagi, B. H., Lagravinese, R., Moscone, F. ve Tosetti, E. (2017) “Health Care Expenditure and Income: A Global Perspective”, *Health Economics*, 26(7): 863-874.
- Boz, C. ve Arslan Kurtuluş, S. (2017) “The Effects of Income, Income Distribution and Health Expenditures on Under-Five Mortality Rate”, *International Journal of Humanities and Social Science Invention*, 6(3): 42-49.
- Chakroun, M. (2010) “Health Care Expenditure and GDP: An International Panel Smooth Transition Approach”, *International Journal of Economics*, 4(1): 189-200.
- Cömertler Şimşir, N., Çondur, F., Bölükbaş, M. ve Alataş, S. (2015) “Türkiye’de Sağlık ve Ekonomik Büyüme İlişkisi: ARDL Sınır Testi Yaklaşımı”, *Finans Politik & Ekonomik Yorumlar*, 52 (604): 43-54.
- Çetin, M. ve Seker, F. (2014) “Ekonomik Büyüme ve Dış Ticaretin Çevre Kirliliği Üzerindeki Etkisi: Türkiye İçin Bir ARDL Sınır Testi Yaklaşımı”. *Yönetim ve Ekonomi: Celal Bayar Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*, 21(2): 213-230.
- Çetin, M., Ecevit, E., & Yücel, A. G. (2018) “The Impact of Economic Growth, Energy Consumption, Trade Openness, and Financial Development on Carbon Emissions: Empirical Evidence From Turkey”. *Environmental Science and Pollution Research*, 25(36): 36589-36603.
- Çetin, M., Kırıcı, B., Saygın, S. Ve Alaşahan, Y. (2018) “Ekonomik Büyüme, Finansal Gelişme, Enerji Tüketimi ve Dış Ticaretin Çevre Kirliliği Üzerindeki Etkisi: Türkiye Ekonomisi İçin Bir Nedensellik Analizi (1960- 2013)”, *Balkan Sosyal Bilimler Dergisi*, 7(13): 26-44.
- Çetin, M. ve Yüksel, Ö. (2018) “Türkiye Ekonomisinde Enerji Tüketiminin Karbon Emisyonu Üzerindeki Etkisi” *Mehmet Akif Ersoy Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*, 5(2): 169-186.

- Dickey, D.,A. and Fuller, W., A. (1981)”, Likelihood Ratio, Statistics for Autoregressive Time Series with a Unit Root”, *Econometrica*. 49(4): 1057-1072.
- Doğan, İ. (2016) “Verimlilik, Ekonomik Büyüme Ve Sağlık İlişkisi; Türkiye İçin Doğrusal Olmayan Nedensellik Testi”. *Muğla Sıtkı Koçman Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Ekonomi ve Yönetim Araştırmaları Dergisi*, 5(2): 21-48.
- Dumlu, U. ve Aydın, Ö. (2008) “Ekonometrik Modellerle Türkiye İçin 2006 Yılı Gini Katsayısı Tahmini”, *Ege Akademik Bakış*, 8(1): 373-393.
- Erçakar, M. E. ve Güvenoğlu, H. (2018) “Türkiye’de Gelir Dağılımı ve Sosyal Koruma Harcamalarına Bir Bakış”, *Sosyal Bilimler Metinleri*, 1: 38-53.
- Erçelik, G. (2018) “The Relationship between Health Expenditure and Economic Growth in Turkey from 1980 to 2015”, *Journal of Politics*, 1(1): 1-8.
- Enders, W. (1995) “Applied Econometric Time Series”, John Wiley & Sons.
- Gazel, S. (2017) “Bist Sınai Endeksi ile Çeşitli Metaller Arasındaki İlişki: Toda- Yamamoto Nedensellik Testi”. *Akademik Sosyal Araştırmalar Dergisi*, (52): 287-299.
- Gerdtham, U. G., Søgaard, J., Andersson, F. ve Jönsson, B. (1992) “An Econometric Analysis of Health Care Expenditure: A Cross-Section Study of the OECD Countries”, *Journal of Health Economics*, 11(1): 63-84.
- Kanca, O. C. (2011) “Kamu Harcamalarının Ekonomik Büyüme Üzerine Etkisi 1980-2008 (Ampirik Bir Çalışma)”, *Atatürk Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Dergisi*, 25(1): 75-92.
- Kayalıdere, G. ve Şahin, H. (2014) “Sosyal Devlet Anlayışı Çerçevesinde Türkiye’de Sosyal Koruma Harcamalarının Gelişimi ve Yoksulluk. Siyaset”, *Ekonomi ve Yönetim Araştırmaları Dergisi*, 2(2): 57-75.
- Kızılkaya, O. Sofuoğlu, E. ve Çoban, O. (2016) “Ekonomik Büyüme Enerji ve Çevre Kirliliği Analizi: Türkiye Örneği”, *Kırıkkale Üniversitesi Sosyal Bilimler Dergisi*, 6 (2): 255-272.
- Markova, N. (2006) “How Does the Introduction of Health Insurance Change the Equity in the Health Care Provision in Bulgaria?”, (No. 6-285), *International Monetary Fund*.
- Martinez-Vazquez, J., Moreno-Dodson, B. ve Vulovic, V. (2012) “The Impact of Tax and Expenditure Policies on Income Distribution: Evidence from A Large Panel of Countries”, *Review of Public Economics*, 200 (4): 95-130.
- Mercan, M. (2013) “Enflasyon ve Nominal Faiz Oranları Arasındaki Uzun Dönem İlişkinin Fisher Hipotezi Çerçevesinde Test Edilmesi: Türkiye Örneği”, *Atatürk Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Dergisi*, 27(4): 368-384.

- Mutlu, A. ve Işık, A. K. (2005) “Sağlık Ekonomisine Giriş”, Bursa: 2. Baskı, Ekin Kitabevi.
- OECD. “Sağlık Harcamaları İstatistikleri”, <https://data.oecd.org/healthres/health-spending.htm> (01.12.2018).
- Özdemir, D., Emsen, Ö. S., Gencer, A. H., ve Kılıç, C. H. (2011) “Ekonomik Büyüme ve Gelir Dağılımı İlişkileri: Geçiş Ekonomileri Deneyimi”. International Conference on Eurasian Economies, 12-14 Ekim, Bışkek – Kırgızistan.
- Özmen, İ. (2010) “Kamu Harcamaları ve Ekonomik Büyüme Arasındaki İlişki: Türkiye Örneği (1980-2008)”, Doktora tezi, Selçuk Üniversitesi Sosyal Bilimleri Enstitüsü, Konya.
- Peçe, M. A., Ceyhan, M. S. ve Akpolat, A. (2016) “Türkiye’de Gelir Dağılımının Ekonomik Büyümeye Etkisi Üzerine Ekonometrik Bir Analiz”. Uluslararası Kültürel ve Sosyal Araştırmalar Dergisi, 2(Special Issue 1): 135-148.
- Pesaran, M. H. Shin, Y. ve Smith, R. J. (2001) “Bounds Testing Approaches to the Analysis of Level Relationships”, Journal of Applied Econometrics, 16 (3): 289-326.
- Sağlık Bakanlığı (2017) “T.C. Sağlık Bakanlığı Sağlık İstatistikleri Yıllığı 2016”, Türkiye Cumhuriyeti Sağlık Bakanlığı Sağlık Araştırmaları Genel Müdürlüğü, Ankara.
- Şen, A. ve Bingöl, N. (2018) “Sağlık Harcamaları ve Ekonomik Büyüme İlişkisi: Türkiye Örneği”. Akademik Yaklaşımlar Dergisi, 9 (1): 89-106.
- Toda, H. Y. ve Yamamoto T. (1995) “Statistical Inferences in Vector Autoregressions with Possibly Integrated Processes”, Journal of Econometrics, 66: 225- 250.
- Tosun, B. (2016) “Ekonomik Büyüme Ve Gelir Dağılımı İlişkisi: Kuznets Hipotezi”. Yüksek Lisans Tezi, İstanbul Üniversitesi, Sosyal Bilimler Enstitüsü, İstanbul.
- Türkiye İstatistik Kurumu. (2018a) “Sağlık Harcamaları İstatistikleri”, http://www.tuik.gov.tr/PreTablo.do?alt_id=1084 (12.12.2018).
- Türkiye İstatistik Kurumu. (2018b) “Gelir Dağılımı ve Yaşam Koşulları İstatistikleri”, http://www.tuik.gov.tr/PreTablo.do?alt_id=1011 (13.12.2018).
- Ulusoy, A., Karakurt, B. ve Akbulut, E. (2016) “Eğitim Harcamalarının Gelir Dağılımına Etkisi: Türkiye’de Yükseköğretimin Gelir Eşitsizliğini Giderici İşlevi”, Maliye Araştırmaları Dergisi, 1(2):45-75.
- Ünal, E. (2013) “Sağlık Ekonomisi ve Yönetimi”, Bursa: 1. Baskı, Ekin Yayınevi.
- Yaylalı, M. ve Lebe, F. (2011) “Beşeri Sermaye İle İktisadi Büyüme Arasındaki İlişkinin Ampirik Analizi”. Marmara Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Dergisi, 30(1), 23-51