



## Kamu Harcamaları ile Ekonomik Büyüme Arasındaki İlişkinin Analizi: Türkiye Örneği

### *Analysis of the Relationship between Economic Growth and Public Expenditure: The Case of Turkey*

Doç. Dr. Süleyman YURTKURAN<sup>1</sup>

#### Öz

Literatürde ekonomik büyüme ile kamu harcamaları arasındaki ilişki uzun zamandan beri araştırılmaktadır. Genel olarak kamu harcamaları, devletin görev ve sorumluluklarını yerine getirebilmesi için gerçekleştirmiş olduğu bütün işlerin maliyetini oluşturan unsurların toplamıdır. Ülke ekonomileri için kamu harcamaları büyük bir öneme sahiptir. Çünkü bu harcamalar tüketim, üretim, yatırım ve kaynakların etkin dağılımını gerçekleştirmekte ve Gayri Safi Yurtiçi Hasıla'yı doğrudan etkilemektedir. Keynes kamu harcamalarının dışsal bir faktör olduğunu ve ekonomik büyümeyi arttırdığını belirtirken, Wagner kamu harcamalarının içsel bir faktör olduğunu ve ekonomik büyümenin bu harcamaları etkilediğini ifade etmektedir. Bu çalışmada Türkiye'de 1980-2017 döneminde Wagner kanunu ve Keynes hipotezinin geçerliliği, gecikmesi dağıtılmış otoregresif model, sınır testi, tam değiştirilmiş en küçük kareler, dinamik en küçük kareler ve kanonik eşbütünleşme regresyonu tahminicileri yardımıyla araştırılmıştır. Sınır testi sonuçlarına göre ekonomik büyüme ile kamu harcamaları arasında eşbütünleşme ilişkisi bulunmuştur. Gecikmesi dağıtılmış otoregresif model, tam değiştirilmiş en küçük kareler, dinamik en küçük kareler ve kanonik eşbütünleşme regresyonu sonuçlarına göre ise uzun dönemde kamu harcamaları ekonomik büyümeyi pozitif yönde etkilemektedir. Bu sonuçlar Türkiye'de Keynes hipotezinin geçerli olduğunu göstermektedir. Bu yüzden sürdürülebilir ekonomik büyüme faaliyetleri için kamu harcamaları etkili ve verimli bir şekilde kullanılmalıdır.

**Anahtar Kelimeler:** Keynes hipotezi, kamu harcamaları, ekonomik büyüme, Türkiye

**Makale Türü:** Araştırma

#### Abstract

The relationship between economic growth and government spending has long been studied in the literature. In general, public expenditure is the sum of the elements that make up the cost of all the work done by government to fulfill its duties and responsibilities. Public expenditure is of great importance to national economies. This is because this expenditure enables the efficient allocation of consumption, production, investment and resources and has a direct impact on the Gross Domestic Product. Keynes claims that government spending is an external factor and increases economic growth, while Wagner argues that government spending is an internal factor and economic growth affects this spending. In this study, the validity of Wagner's law and Keynes hypothesis was investigated using Autoregressive Distributed Lag Bounds test, fully modified ordinary least squares, dynamic ordinary least squares and canonical cointegrating regression estimators for Turkey for the period 1980 to 2017. The results of Bounds test showed that there is a long-run relationship between economic growth and government expenditure. According to the results of the autoregressive distributed lag, fully modified ordinary least squares, dynamic ordinary least squares and canonical cointegrating regression estimators, an increase in government spending has a positive impact on economic growth in the long run. These results show that Keynes hypothesis is valid in Turkey. Therefore, in order to maintain economic growth, public spending should be used effectively and efficiently.

**Keywords:** Keynes hypothesis, government spending, economic growth, Turkey

<sup>1</sup>Trabzon Üniversitesi, İktisadi İdari ve Sosyal Bilimler Fakültesi, suleymanyurtkuran@trabzon.edu.tr

**Atf için (to cite):** Yurtkuran, S. (2022). Kamu harcamaları ile ekonomik büyüme arasındaki ilişkinin analizi: Türkiye örneği. *Afyon Kocatepe Üniversitesi Sosyal Bilimler Dergisi*, 24(3), 1029-1044.

**Paper Type:** Research

## **Giriş**

### **Wagner Kanunu ve Keynes Hipotezi Kapsamında Kamu Harcamaları**

Devletlerin almış oldukları görev ve sorumluluklar neticesinde; harcamalar gerçekleştirilmesi, toplumun genel ihtiyaçlarının karşılanması için belli başlı hizmetlerde bulunması ve bir kısım malları toplum yararına kullanması gerekmektedir. Bununla birlikte büyüme ve refah düzeyini arttırmak, kıt kaynakların yabancılar tarafından sömürülmesini engellemek, gelir dağılımındaki adaletsizliği azaltmak, kaynak dağılımındaki dengesizliği ortadan kaldırmak için devletler tarafından çeşitli şekillerde kamu harcamaları yapılmaktadır (Ram, 1986, s. 191). Kamu harcamaları dar anlamda belediye ve diğer kamu tüzel kişileri tarafından kamu hizmetlerini karşılamak amacıyla yapılan ödemelerdir. Geniş anlamda ise devlet ve diğer kamu tüzel kişilerinin yanında iktisadi devlet teşekkülleri ve sosyal güvenlik kuruluşları tarafından yapılan ödemeler, vergi muafiyetleri ve istisnaları, özel kişiler tarafından kamu kuruluşlarına yapılan yardımlar kamu harcamaları sınıfına girmektedir. Genel olarak kamu harcamaları devletin görev ve sorumluluklarını yerine getirebilmesi için gerçekleştirmiş olduğu bütün işlerin maliyetini oluşturan unsurların toplamıdır (Aksoy, 1998, s. 91). Ülke ekonomileri için kamu harcamaları büyük bir öneme sahiptir. Çünkü bu harcamalar tüketim, üretim, yatırım ve kaynakların etkin dağılımı gerçekleştirmekte ve Gayri Safi Yurtiçi Hasıla (GSYİH)'yı doğrudan etkilemektedir (Arslan, 2002, s. 6).

Kamu harcamalarının ekonomik büyüme üzerindeki rolünün araştırılması uzun bir geçmişe sahiptir (Kolluri vd., 2000, s. 1059) ve birbirini etkileyen bu iki değişken arasındaki ilişki günümüzde de kamu iktisatçıları ve politika yapımcılar için geniş bir tartışma konusudur. 1929 Dünya ekonomik bunalımı neticesinde ekonomik büyüme faaliyetleri yavaşlamış, toplumların refah seviyesi düşmüş bu durum büyük bir sosyal sorun haline gelmiştir. Bu gelişmelerle birlikte devletlerin piyasadaki rolü artmış ve ülkelerde yerli üretim çalışmaları, devlet desteğiyle artmaya başlamıştır (Tanzi ve Schuknecht 1995, s. 5). II. Dünya Savaşı'ndan sonra yapılan harcamalar, sosyal güvenlik sisteminde meydana gelen artışlar, endüstrileşmenin hız kazanmasıyla altyapı faaliyetlerinin hızlanması, işsizlikle mücadele gibi konular kamu harcamalarının artmasına sebep olmuştur (Şener, 2008, s. 29). Bu yüzden kamu harcamaları ile ekonomik büyüme arasındaki ilişki politika yapımcılar için önemli konuların başında yer almaktadır. Bununla birlikte bu iki değişken arasındaki ilişki, hükümetlerin kamu sektörünün payını azaltma çalışmaları esnasında kamu maliyesinin sürdürülebilirliği hakkındaki tartışmalar için de geçerli olmaktadır. Bu açıdan, kamu harcamaları ile ekonomik büyüme arasındaki ilişki iki temel yaklaşımla test edilmektedir. Bu yaklaşımlar Wagner kanunu ve Keynes hipotezi'dir.

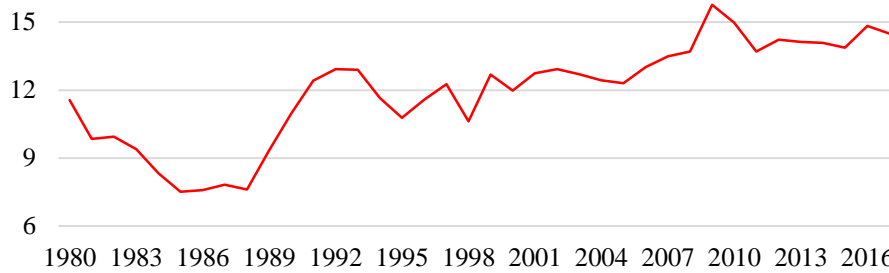
Bazı sanayileşmiş ekonomiler son birkaç yüzyılda önemli düzeyde kamu sektörü büyümesi yaşamıştır. Yaşanan bu gelişmeyle birlikte kamu harcamaları ile ekonomik büyüme arasında pozitif bir ilişkinin varlığı ilk kez Alman iktisatçı Adolph Wagner tarafından öne sürülmüştür (Wagner, 1883, 1893). Wagner, kamu harcamalarında artışa gidilmesinin üç ana nedeni olduğunu belirtmektedir (Henrekson, 1993, s. 407). Birincisi, gittikçe karmaşıklaşan bir toplumda, halkın koruyucu ve düzenleyici faaliyetlere duyacağı ihtiyaç artacaktır. Ayrıca, kentleşme ve sanayileşmenin artmasıyla daha fazla iş bölümü olacak, ekonominin etkin performansını sağlamak için ise sözleşmeye bağlı icra ve yasalara daha fazla harcama yapılması gerekecektir. İkincisi, reel gelirdeki artış kültürel harcamaların ve refah harcamalarının göreceli olarak genişlemesine katkıda bulunacaktır. Üçüncüsü, ekonomik kalkınmanın artması ve teknolojiye olumlu gelişmeler yaşanması için hükümetin doğal tekellerin yönetiminde söz sahibi olması gerekmektedir. Wagner kanununun geçerli olduğu durumda hükümet harcamaları ve bütçe büyüklüğü ekonomik büyümeden daha hızlı bir şekilde artar. Dolayısıyla hükümetin esnek maliye politikasını bırakması veya borç alması zorunlu hale gelecektir (Funashima ve Hiraga, 2017, s. 653).

Bununla birlikte klasik görüşün aksine Keynes teorisine (1936) göre, kamu harcamaları dışsal bir faktör olarak tanımlanmıştır ve bu harcamalar sayesinde; ekonomik büyümeyi, üretim ve istihdamı arttırmak, kısa dönem dalgalanmalarını ortadan kaldırmak mümkün hale gelebilecektir. Ekonomik büyümenin artması için toplam talebin canlandırılması, toplam talebin canlandırılması için ise kamu harcamalarının artırılması gerekmektedir. Fakat kamu harcamalarının payının artırılması beraberinde bazı sorunları da getirebilmektedir. Artan kamu harcamalarıyla birlikte, özel sektörün ikinci plana itilip kamu sektörünün aktif hale gelmesi serbest piyasa ekonomisini olumsuz yönde etkileyebilmektedir. Bununla birlikte kamusal malların oluşturduğu dışsallık etkisi özel sektörün kendisini daha fazla geliştirmesine de katkıda bulunabilmektedir. Bu yüzden kamu harcamalarının dışlama etkisi hem kamu sektörünün hem de özel sektörün marjinal verimliliğiyle doğrudan ilgilidir (Tanzi ve Zee, 1997, s. 188).

Keynes teorisi 1929 Dünya ekonomik bunalımı sonrasında büyük ilgi görmüş, II. Dünya savaşının neticesinde de ülkelerde millileşme politikaları hız kazanmıştır. Devletin endüstri faaliyetlerinin merkezinde yer aldığı bu dönemde ekonomik faaliyetlerin çoğu devlet tekeliyle gerçekleştirilmiştir. Bu dönemde gerçekleştirilen kamu harcamaları ekonomik büyüme üzerinde olumlu yönde etki etmiştir. 1970'li yıllara gelindiğinde ise ekonomik bunalımın izleri geride kalmış ve özelleştirme faaliyetleri hız kazanmaya başlamıştır (Sarı, 2003, s. 26). Tüm dünyada olduğu gibi Türkiye'de de 1980'lere kadar aynı süreç yaşanmıştır. 1970'li yıllarda ortaya çıkan olumsuz tablo ve bu durumun ekonomik büyümeyi yavaşlatması Türkiye'de büyük bir yapısal dönüşümün sinyalini vermiştir. Bu gelişmelere bağlı olarak 24 Ocak 1980'de alınan kararlar neticesinde Türkiye ekonomisi neo-liberal sisteme geçiş yapmış ve ekonomi dışa açık bir hale gelmiştir (Gerni, 1992, s. 2). Alınan bu kararlarla birlikte fiyat istikrarsızlığı başta olmak üzere makro istikrarsızlığa neden olan aşırı talebi kısımaya yönelik olarak kamu harcamalarında kesintiye gidilmiştir (Parasız, 1998, s. 198). Bu durum Grafik 1'de yer almaktadır.

Grafik 1'e bakıldığında 24 Ocak 1980 kararlarıyla birlikte Türkiye'de kamu harcamalarının giderek azaldığı görülmektedir. Bu durum 1989 yılına kadar devam etmektedir. Bu süreçten sonra kamu harcamalarında 1989-1992 dönemi arasında hızlı bir yükseliş yaşanmış, 2008 küresel ekonomik krizden sonra ise en yüksek seviyesine ulaşmıştır.

Grafik 1. Türkiye'de 1980-2017 döneminde kamu harcamalarının GSYİH içerisindeki % payı



Tablo 1. Türkiye'de kamu harcamalarının 1980-2017 yılları arasındaki dağılımı

Yıllar	Kamu Harcamalarının GSYİH içindeki % payı	Kamu Harcamaları (\$) (milyar)	Kişi Başına Düşen Kamu Harcamaları (\$)
1980	11,6	25,3	576,1
1985	7,5	20,9	425,3
1990	11,0	40,0	742,6
1995	10,8	46,1	789,0
2000	12,0	62,4	987,4
2005	12,3	81,0	1192,6
2010	15,0	115,6	1597,9
2015	13,9	151,0	1928,8
2017	14,5	174,8	2165,4

Kaynak: WDI, 2021

Tablo 1’de Türkiye’de 1980-2017 dönemi arasında gerçekleştirilen kamu harcamaları gösterilmektedir. 1980 yılında kamu harcamalarının GSYİH içerisindeki payı %11,6 iken bu değer 2017 yılına gelindiğinde %14,5’e yükselmiştir. Bu değer en düşük seviyesi 1985 yılında %7,5 ile gerçekleşmiştir. Liberal ekonomiye geçişle birlikte 1980’li yıllarda kamu harcamalarının payının azaldığı görülmektedir. 1980 sonrasında yaşanan ekonomik ve mali düzenlemelerde dünyada çok büyük değişimler yaşanmıştır. Türkiye’de de aynı durum gerçekleşmiştir. Alınan kararlarla devletin küçültülmesi amaçlanmış, özelleştirme faaliyetleri hız kazanmış, mali disiplin konusu önemli hale gelmiştir. Dolayısıyla kişi başına düşen kamu harcamaları 1980’li yıllardan itibaren azalış trendine girmiştir. Fakat, gelişmekte olan ülkeler arasında yer alan Türkiye’de bu süreç kolay gerçekleşmemiştir. Çünkü ilgili tarihler arasında Türkiye’de 1994 ve 2001 krizleri yaşanmıştır. Dolayısıyla toplumsal ve ekonomik anlamda büyük sıkıntılar yaşamamak adına kamu harcamaları tekrar devreye girmiş ve bu harcamalarda artış meydana gelmiştir. Bu artış da yıllar itibarıyla devam etmiştir. 1980 yılında 25,3 milyar \$ olan kamu harcamaları 2017 yılına gelindiğinde 174,8 milyar \$’a yükselmiştir. Bu çalışmada da kamu harcamaları ile ekonomik büyüme arasındaki ilişkisinin tespitinde başlangıç yılı Türkiye’de dışa açıklık faaliyetlerinin gerçekleştiği ve kamu harcamalarının azalmaya başladığı 1980 olarak belirlenmiştir.

Kamu harcamaları ile ekonomik büyüme arasındaki ilişkinin gecikmesi dağıtılmış otoregresif model (ARDL), sınır testi, tam değiştirilmiş en küçük kareler (FMOLS), dinamik en küçük kareler (DOLS) ve kanonik eşbütünleşme regresyonu (CCR) uzun dönem tahmincileri yardımıyla gerçekleştirildiği bu çalışma üç bölüme ayrılmıştır. Giriş kısmını takiben ilk bölümde Wagner kanununu ve Keynes hipotezi kapsamında kamu harcamaları ve ekonomik büyüme arasındaki ilişkiyi dünyada ve Türkiye’de analiz eden çalışmalara ilişkin literatür özeti sunulmuştur. İkinci bölümde veri seti, model ve metodolojiden bahsedilmiş, üçüncü bölümde ampirik sonuçlar verilmiş, sonuç bölümünde ise politika yapıcılara önerilerde bulunulmuştur.

## 1. Literatür

Literatürde araştırmacılar, kamu harcamaları ile ekonomik büyüme arasındaki ilişkiyi test etmek için farklı yöntemler ve yaklaşımlar kullanmışlar, bu konuyu birçok ülke ve zaman diliminde incelemişlerdir. Yapılan çalışmaların iki genel kategoriye ayrıldığı görülmektedir.

İlk olarak, Wagner yasası literatürde yerini almıştır. 1960’tan 1980’e kadar Gupta (1967), Goffman (1968), Musgrave (1969), Peacock ve Wiseman (1979) ve Mann (1980) Wagner yasasını kendi analiz ve yöntemleriyle doğrulamaya ve açıklamaya çalışmışlardır. Wagner yasasının temel mantığı ekonomik büyüme arttıkça kamu harcamalarında da artış yaşanmasıdır. Bu yaklaşıma karşı Keynes teorisi literatürde yerini almıştır. Keynes teorisindeki temel mantık kamu harcamalarının ekonomik büyümeyi etkilemesidir. Bu iki yaklaşımdan hareketle literatürde ekonomik büyüme ile kamu harcamaları arasındaki ilişkinin varlığı tartışılmıştır ve tartışılmaya hala devam etmektedir. Birçok ekonometrik yöntem ve veri seti kullanılmış ve bulunan sonuçların birbiriyle tutarsız olduğu sonucuna ulaşılmıştır. Tüm dünyada Wagner kanunu ve Keynes hipotezine ait yapılan çalışmalardan;

Singh ve Sahni (1984) Hindistan’da 1950-1981 dönemini içerecek şekilde Granger nedensellik yöntemiyle yapmış oldukları analizde kamu harcamaları ile ekonomik büyüme arasında herhangi bir ilişki bulamamış, Wagner kanununun veya Keynes hipotezinin geçerli olmadığını belirlemişlerdir. Tanzi ve Zee (1995) yüksek, orta ve düşük gelirli olmak üzere toplamda 58 ülkede yapmış oldukları regresyon analiziyle Wagner kanununun orta ve düşük gelirli ülkelerde geçerli olduğunu tespit etmiştir. Lin (1995) Meksika’da 1950-1980 ve 1950-1990 olmak üzere iki ayrı dönemde Granger nedensellik analizi ile gerçekleştirmiş olduğu çalışmada, 1950-1990 döneminde ekonomik büyümeden kamu harcamalarına doğru tek yönlü bir nedensellik bulmuş ve Wagner kanununun geçerli olduğunu belirlemiştir. Ahsan vd. (1996) Kanada’da 1952-1988 dönemi için Engle-Granger (EG) eşbütünleşme analizi, en küçük kareler (OLS) ve genelleştirilmiş en küçük kareler (GLS) tahmincileri yardımıyla analizlerini

gerçekleştirmişlerdir. Yazarlar Wagner kanununun bu ülkede geçerli olduğu sonucuna ulaşmışlardır. Kolluri vd. (2000) G7 ülkelerinde 1960-1993 döneminde hata düzeltme modeli (ECM) ve uzun dönem tahmincisi yardımıyla analiz gerçekleştirmişlerdir. Yazarlar ilgili ülkeler için bazı bileşenlerle Wagner kanununun geçerli olduğunu belirtmişlerdir. Narayan vd. (2008) Çin'in 24 bölgesinde 1952-2003 döneminde Pedroni eşbütünleşme testi, Granger nedensellik analizi ve FMOLS uzun dönem tahmincisi yardımıyla yapmış oldukları analizde, ekonomik büyümeden kamu harcamalarına doğru tek yönlü bir nedensellik ilişkisi belirlemişler ve Wagner kanununun geçerli olduğunu tespit etmişlerdir. Ighodaro ve Oriakhi (2010) Nijerya'da 1961-2007 döneminde JJ eşbütünleşme analizi ve Granger nedensellik yöntemi yardımıyla analiz gerçekleştirmiştir. Yazarlar kamu harcamalarından ekonomik büyümeye doğru tek yönlü bir nedensellik ilişkisi olduğunu belirlemişler ve Keynes teorisinin geçerli olduğunu belirtmişlerdir. Magazzino (2012) 1970-2009 döneminde 27 Avrupa Birliği üyesi ülkede EG ve Johansen-Juselius (JJ) eşbütünleşme analizi ve Granger nedensellik yöntemiyle yapmış olduğu analizde Wagner kanununun geçerli olduğunu belirlemiştir. Gangal ve Gupta (2013) 1998-2012 döneminde Hindistan'da JJ eşbütünleşme analizi, Granger nedensellik testi ve etki-tepki fonksiyonları yardımıyla yapmış oldukları analizde kamu harcamalarından ekonomik büyümeye doğru tek yönlü bir nedensellik ilişkisi olduğunu belirtmişler ve Keynes teorisinin geçerli olduğunu tespit etmişlerdir. Ono (2014) Japonya'da 1960-2010 döneminde Li-Lee ADL testi yardımıyla gerçekleştirmiş olduğu analizde, Wagner kanununun geçerli, Keynes teorisinin ise geçersiz olduğunu ifade etmiştir. Barra vd. (2015) İtalya'da 1951-2009 döneminde ARDL, sınır testi, ECM ve Granger nedensellik analizi yardımıyla yapmış oldukları çalışmada, Wagner kanununun geçerli olduğunu belirtmişlerdir. Wang (2016) Romanya'da Wagner kanunu ve Keynes teorisinin geçerli olup olmadığını belirlemek için 1991-2014 döneminde ARDL, sınır testi ve ECM'yi kullanmıştır. Yazar ekonomik büyümenin kamu harcamalarını uzun dönemde etkilediğini belirtmiş ve Wagner kanununun geçerli olduğunu tespit etmiştir. Ahmed ve Hanif (2018) Sahra altı Afrika ülkelerinde 2005-2014 döneminde panel eşbütünleşme ve nedensellik yöntemleriyle yapmış oldukları analizde ekonomik büyüme ile kamu harcamaları arasında çift yönlü bir ilişki bulmuş, Wagner kanununun ve Keynes teorisinin geçerli olduğunu belirlemişlerdir. Irandoust (2019) 12 OECD ülkesinde 1995-2015 döneminde bootstrap panel Granger nedensellik analizi ile gerçekleştirmiş olduğu çalışmada 8 ülkede Wagner kanununun geçerli olduğunu tespit etmiştir. Amusa ve Oyinola (2019) Botsvana'da 1985-2016 döneminde ARDL, sınır testi yaklaşımını kullanarak yapmış oldukları analizde kamu harcamalarından ekonomik büyümeye doğru tek yönlü bir nedensellik ilişkisi olduğunu belirlemişlerdir.

Türkiye'de yapılan çalışmalara bakıldığında ise;

Yıldırım (1994) 1962-1993 döneminde Sims ve Granger nedensellik analizlerine göre yapmış olduğu çalışmada ekonomik büyümeden toplam kamu harcamalarına doğru tek yönlü, cari kamu harcamaları ile ekonomik büyüme arasında ise çift yönlü bir nedensellik ilişkisi olduğunu tespit etmiştir. Terzi (1998) 1938-1995 döneminde JJ eşbütünleşme analizi ve OLS tahmincisi yardımıyla gerçekleştirmiş olduğu analizde, uzun dönem kamu harcamalarının gelir esnekliğini 0,95-1,10 aralığında bulmuştur ve Wagner kanununun geçerli olduğunu belirtmiştir. Terzi (1999) 1950-1995 döneminde EG eşbütünleşme analizi ve Hsiao Granger nedensellik yöntemi yardımıyla gerçekleştirmiş olduğu analizde, ekonomik büyümeden kamu harcamalarına doğru tek yönlü bir nedensellik ilişkisi olduğunu tespit etmiş ve Wagner kanununun geçerli olduğunu belirlemiştir. Demirbas (1999) 1950-1990 döneminde EG eşbütünleşme analizi ve Granger nedensellik testiyle gerçekleştirmiş olduğu çalışmada kamu harcamaları ile ekonomik büyüme arasında herhangi bir nedensellik ilişkisi olmadığını belirtmiş ve Wagner kanununun geçersiz olduğu sonucuna ulaşmıştır. Halıcıoğlu (2003) 1960-2000 döneminde JJ eşbütünleşme analizi ve Granger nedensellik yöntemiyle yapmış olduğu analizde, Wagner kanununun geçerli olmadığını belirlemiştir. Sarı (2003) 1987-2000 döneminde EG eşbütünleşme analizi ve Granger nedensellik yöntemi yardımıyla gerçekleştirmiş olduğu analizde Wagner kanununun geçerli olmadığını tespit etmiştir. Şimşek (2004) 1965-2002 döneminde gerçekleştirmiş olduğu analizde Wagner kanunu ve Keynes hipotezinin geçerli olduğunu belirtmiştir. Işık ve Alagöz

(2005) 1985-2003 döneminde JJ eşbütünleşme analizi, uzun dönem tahmincisi ve Granger nedensellik yöntemi yardımıyla analiz gerçekleştirmişlerdir. Yazarlar uzun dönem tahmincisi sonuçlarına göre Wagner yasasının geçerli olduğunu ifade etmişlerdir. Bununla birlikte Granger nedensellik testine göre gerçekleştirilen beş modelin ikisinde ekonomik büyümeden kamu harcamalarına doğru tek yönlü, üç modelde ise iki değişken arasında çift yönlü bir nedensellik ilişkisi olduğunu belirtmişlerdir. Çavuşoğlu (2005) 1923-2003 dönemi için genel bütçe harcamaları, 1950-2003 dönemi için ise konsolide bütçe harcamaları verilerini sınır testi yardımıyla kullanmıştır ve Wagner yasasının geçerli olmadığını tespit etmiştir. Mohammadi vd. (2008) 1950-2005 döneminde ARDL, sınır testi ve ECM yardımıyla yapmış oldukları analizde Wagner kanununun geçerli olduğunu belirtmişlerdir. Başar vd. (2009) 1975-2005 döneminde ARDL, sınır testi ve ECM yardımıyla gerçekleştirmiş oldukları analizde kamu harcamaları ile ekonomik büyüme arasında herhangi bir ilişki olmadığını belirtmiş ve Wagner kanununun geçersiz olduğu sonucuna ulaşmışlardır. Diler (2016) 1998-2010 döneminde ARDL, sınır testi ve Toda-Yamamoto nedensellik analizi yardımıyla yapmış olduğu çalışmada kamu harcamaları ile ekonomik büyüme arasında herhangi bir nedensellik ilişkisine ulaşamamıştır. Pata ve Tütüncü (2017) 1960-2015 döneminde Maki eşbütünleşme analizi, FMOLS ve DOLS uzun dönem tahmincileri yardımıyla gerçekleştirmiş oldukları analizde kamu harcamalarının ekonomik büyümeyi etkilediğini belirtmişler ve Keynes teorisinin geçerli olduğu sonucuna ulaşmışlardır. Sagdic vd. (2019) 1992-2013 döneminde panel Westerlund-Edgerton Lagrange çarpan bootstrap testi, Eberhardt-Bond panel AMG tahmincisi ve Dumitrescu-Hurlin nedensellik yöntemi yardımıyla yapmış oldukları analizde Wagner kanununun ve Keynes hipotezinin geçerli olduğunu belirlemişlerdir.

Bu çalışmanın literatüre iki farklı açıdan katkısı bulunmaktadır. Birincisi çalışma 1980-2017 dönem aralığını kapsamaktadır. 1980 tarihinde serbest piyasa ekonomisine geçilmiş ve kamu harcamalarının GSYİH içerisindeki payı azalmıştır. İkincisi de ARDL, sınır testinin yanında elde edilen uzun dönem tahmincisi sonuçlarını kuvvetlendirmek için FMOLS, DOLS ve CCR yöntemleri kullanılmıştır.

## 2. Veri Seti, Model ve Metodoloji

Bu çalışmanın ikinci bölümünde veri setinin hangi tarih aralığında olduğundan ve hangi kaynaklardan elde edildiğinden bahsedilmiştir. Ayrıca kurulan model detaylı bir şekilde açıklanmış, metodoloji kısmı da bu bölümde yer almıştır.

### 2.1. Veri Seti ve Model

Bu çalışmada veri setinin son yayınlanma yılı 2017 olduğu için kullanılan zaman aralığı 1980-2017 olarak belirlenmiştir. Kullanılan verilerden; Y GSYİH'yı, YP kişi başına düşen GSYİH'yı, GS kamu harcamalarını, GSP de kişi başına düşen kamu harcamalarını ifade etmektedir. Veriler logaritmik formda analize dahil edilmiş ve WDI (2021)'den elde edilmiştir. Yapılan analizde seriler arasında eşbütünleşme ilişkisine rastlanmadığı için Wagner hipotezine ait değerlendirmede bulunulmamıştır. Bu yüzden yalnızca Keynes hipotezinin geçerli olup olmadığı test edilmiştir. Kurulan model denklem 1'de gösterilmektedir.

$$\ln Y_t = \beta_0 + \beta_1 \ln GS_t + \varepsilon_t \quad (1)$$

$$\ln YP_t = \alpha_0 + \alpha_1 \ln GSP_t + w_t \quad (2)$$

Denklem 1 ve 2'de  $\beta_0$  ve  $\alpha_0$  sabit terimleri,  $\beta_1$  ve  $\alpha_1$  katsayıları,  $\varepsilon_t$  ve  $w_t$  hata terimlerini ifade etmektedir. Keynes hipotezine göre  $\beta_1$  ve  $\alpha_1$  katsayılarının istatistiksel olarak anlamlı olması gerekmektedir.

### 2.2. Metodoloji

Metodoloji bölümünde ilk olarak bu çalışmada kullanılan birim kök testlerine ait bilgiler verilmiştir. İkinci olarak seriler arasında eşbütünlük ilişkisinin olup olmadığını değerlendirmek için sınır testinden bahsedilmiştir. Son olarak da uzun dönem katsayı tahmincilerine değinilmiştir.

### 2.2.1. Genelleştirilmiş Dickey Fuller, Dickey Fuller-Genelleştirilmiş En Küçük Kareler ve Lumsdaine-Papell Birim Kök Testleri

Geleneksel birim kök testleri arasında yer alan, Dicker ve Fuller tarafından literatüre kazandırılan Genelleştirilmiş Dickey Fuller (ADF) (1981) birim kök testi, serilerin durağanlıklarının tespiti için sıklıkla kullanılmaktadır. Bu testte ardışık bağımlılık ve otokorelasyon problemlerini yok etmek için bağımsız değişkenle beraber bağımlı değişkenin optimal gecikme uzunluklarından yararlanılmaktadır. ADF birim kök testine ait kurulan sabitli ve sabitli-trendli modeller sırasıyla denklem 3 ve 4'te gösterilmektedir.

$$\Delta Y_t = \alpha_0 + \alpha_1 Y_{t-1} + \alpha_2 \sum_{i=1}^n \Delta Y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (3)$$

$$\Delta Y_t = \mu_0 + \beta t + \mu_1 Y_{t-1} + \mu_2 \sum_{i=1}^n \Delta Y_{t-i} + v_t \quad (4)$$

Denklemlerde  $\Delta$  fark alma operatörünü;  $\alpha_0$  ve  $\mu_0$  sabit terimleri;  $\alpha_1$ ,  $\alpha_2$ ,  $\alpha_3$  ve  $\alpha_4$  katsayıları;  $\varepsilon_t$  ve  $v_t$  hata terimlerini ifade etmektedir. Kurulan modellerde  $\alpha_1$  katsayısı 0'dan farklı ise seriler durağan olmakta, 0'a eşitse birim kök içermektedir.

ADF birim kök testinin geliştirilmiş hali olan Dickey Fuller-genelleştirilmiş en küçük kareler (DF-GLS) birim kök testi Elliot, Rothenberg ve Stock (1996) tarafından geliştirilmiştir. Bu testte durağanlık sınaması yapılırken seriler trendden ayrılmaktadır. Bu durum da DF-GLS birim kök testini avantajlı hale getirmektedir. ADF birim kök testinde olduğu gibi bu testte de sabitli ve sabitli-trendli modellerde analiz gerçekleştirilmektedir. Elde edilen değer Mackinnon (1996) tablo kritik değeriyle karşılaştırılarak serilerin durağanlıkları hakkında sonuca ulaşılmaktadır.

Geleneksel birim kök testleriyle yapılan analizlerde serilerde yapısal kırılma varsa güvenilir bir sonuç elde edilmeyebilmektedir. Özellikle gelişmekte olan ülkelerde ekonomik krizlerle birlikte yapısal kırılmalar meydana gelmektedir. Bu sorunu ortadan kaldırmak için Perron (1989), literatürde bir dönüm noktası oluşturarak yapısal kırılmaları dışsal olarak analize dahil eden bir birim kök testi geliştirmiştir. Zivot ve Andrews (1992) ise tek yapısal kırılmaya içsel olarak izin veren birim kök testi uygulamıştır. Fakat serilerde tek yapısal kırılmanın yanında iki yapısal kırılma da meydana gelebilmektedir. Bu sorunu ortadan kaldırmak için Lumsdaine ve Papell (LP) (1997) iki yapısal kırılmaya içsel olarak izin veren birim kök testi geliştirmişlerdir. LP birim kök testi için sabitli model AA denklem 5'te, sabitli-egimli model CC denklem 6'da gösterilmektedir.

$$\Delta Y_t = \alpha + \eta t + \phi Y_{t-1} + \delta_1 DU1_t + \gamma_1 DT1_t + \sum_{i=1}^m n_i \Delta Y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (5)$$

$$\Delta Y_t = \alpha + \eta t + \phi Y_{t-1} + \delta_1 DU1_t + \gamma_1 DT1_t + \delta_2 DU2_t + \gamma_2 DT2_t + \sum_{i=1}^m n_i \Delta Y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (6)$$

Denklemlerde fark alma operatörü  $\Delta$ ; katsayılar  $\alpha$ ,  $\eta$ ,  $\phi$ ,  $\delta_1$ ,  $\delta_2$ ,  $\gamma_1$  ve  $\gamma_2$ ; hata terimleri de  $\epsilon_t$  ile ifade edilmektedir. Denklemin sağ tarafına  $\Delta Y_{t-i}$  eklenerek değişkenin uygun gecikme uzunluğu bulunmakta ve otokorelasyon problemi ortadan kaldırılmaktadır. Model AA ve Model CC'de birinci ve ikinci yapısal kırılma tarihleri sırasıyla TB1 ve TB2 olarak temsil edilmektedir.  $DU1 > TB1$  ve  $DU2 > TB2$  olması durumunda 1, diğer durumda 0;  $DT1 > TB1$  ve  $DT2 > TB2$  olması durumunda  $t-TB1(TB2)$ , diğer durumda 0 olan kukla değişkenlerdir. Model tercihiinde bulunmak için hesaplanan t istatistik değerinin en küçük değeri kullanılır (Lumsdaine ve Papell, 1997: 217).

### 2.2.2. ARDL, Sınır Testi

Seriler arasında uzun dönemli bir ilişkinin var olup olmadığının tespitinde çeşitli eşbütünleşme testlerinden yararlanılmaktadır. EG (1987) eşbütünleşme testi geleneksel yöntemler arasında yer almakta ve iki değişken arasındaki ilişkiyi araştırmaktadır. JJ (1990) eşbütünleşme testi ise EG testine göre daha güvenilir sonuçlar vermekte, ikiden fazla değişken arasındaki ilişkiyi araştırabilmektedir. Bununla birlikte bu iki eşbütünleşme testlerinin uygulanması için değişkenlerin aynı derecede durağan olmaları gerekmektedir. Pesaran vd. (2001) ise seriler arasında eşbütünleşme ilişkisinin tespitinde aynı derecede bütünleşik olmalarını gerektirmeyen ARDL, sınır testini geliştirmiştir. İlerleyen yıllarda da bu analiz birçok çalışmada yer almıştır.

ARDL, sınır testi OLS yöntemine dayanmaktadır ve geleneksel yöntemlere göre birçok açıdan avantajlıdır. İlk olarak, bu yöntemde serilerin aynı seviyede durağan olmalarına gerek yoktur. Yalnızca bağımlı değişkenin I(1) seviyesinde durağan olması, bağımsız değişkenlerin ise I(2) seviyesinde durağan olmaması gerekmektedir. İkinci olarak, bağımsız değişkenlerde meydana gelen etkiler kısa ve uzun dönemde eş anlı olarak elde edilebilmektedir. Üçüncü olarak, bu yöntem gözlem sayısı az olan serilerde de kullanılabilir ve güçlü sonuçlar elde edilebilmektedir. Son olarak, diğer eşbütünleşme yöntemlerinde ortaya çıkan içsellik sorunu ARDL, sınır testiyle ortadan kalkmaktadır.

Sınır testi sonuçlarını elde edebilmek için Pesaran vd. (2001) gözlem sayısı çok olan seriler için F-istatistik tablo kritik değerleri oluşturmuşlardır. Gözlem sayısı az olan seriler için ise Narayan (2005) ayrı bir tablo kritik değeri oluşturmuştur. Bu çalışmada 38 gözlem olduğu için sınır testi ile elde edilecek sonuçların değerlendirilmesinde Narayan (2005)'in tablo kritik değerlerinden yararlanılacaktır.

Sınır testi analiziyle birlikte üç farklı sonuç ortaya çıkabilmektedir. Birincisi F-istatistik değerinin I(0) alt sınırından küçük çıkmasıdır. Bu durumda yokluk hipotezi reddedilememekte eşbütünleşmenin olmadığı sonucuna ulaşılmaktadır. İkincisi F-istatistik değerinin I(1) üst sınırından büyük çıkmasıdır. Böyle bir durumda yokluk hipotezi reddedilmekte ve seriler arasında eşbütünleşme olduğu tespit edilmektedir. Bu aşamadan sonra, uzun ve kısa dönem katsayılarının tahmini yapılmakta, ECM uygulanmaktadır. Üçüncüsü F-istatistik değerinin I(0) ile I(1) arasında bir değer alması durumudur. Böyle bir durumda da eşbütünleşmenin olup olmadığına dair kesin bir bilgiye ulaşılamamakta, diğer eşbütünleşme testlerinin uygulanması önerilmektedir.

ARDL, sınır testi üç aşamadan oluşmaktadır. Birinci aşamada kısıtsız hata düzeltme modeli (UECM) uygulanmakta ve eşbütünleşme ilişkisinin varlığı test edilmektedir. Bu durum denklem 7'de gösterilmektedir.

$$\Delta Y_t = \beta_0 + \sum_{i=0}^k \beta_{1k} \Delta Y_{t-i} + \sum_{i=0}^l \beta_{2k} \Delta GS_{t-i} + \delta_1 Y_{t-1} + \delta_2 GS_{t-1} + u_t \quad (7)$$



Denklem 7’de sabit terim  $\beta_0$ , hata düzeltme dinamikleri  $\beta_{1k}$  ve  $\beta_{2k}$ , uzun dönem katsayıları  $\delta_1$  ve  $\delta_2$ ; hata terimleri ise  $u_t$  ile ifade edilmektedir.  $\beta_0=\delta_1=\delta_2=0$  olması durumunda yokluk hipotezi reddedilememekte ve seriler arasında eşbütünlük ilişkisi bulunmamaktadır.  $\beta_0\neq\delta_1\neq\delta_2\neq 0$  durumunda ise alternatif hipotez kabul edilmekte ve seriler arasında eşbütünlük ilişkisi olduğu tespit edilmektedir.

Eşbütünlük ilişkisi tespit edildikten sonra ikinci aşamada OLS tahmincisi yardımıyla uzun dönem katsayıları belirlenmektedir. Bu durum denklem 8’de gösterilmektedir.

$$\ln Y_t = \varphi_0 + \sum_{i=1}^b \varphi_{1k} \ln Y_{t-i} + \sum_{i=0}^c \varphi_{2k} \ln GS_{t-i} + \vartheta_t \quad (8)$$

Denklemde  $\varphi_0$  sabit terimi,  $\varphi_{1,2}$  katsayıları, b ve c SIC bilgi kriteriyle belirlenen uygun gecikme uzunluklarını,  $\vartheta_t$  hata terimlerini temsil etmektedir. Uzun dönem katsayılarının da belirlenmesinde sonra üçüncü aşamada ARDL yöntemine dayalı ECM uygulanmaktadır. Kurulan bu modelde kısa dönem katsayıları ve hata düzeltme terimi elde edilmektedir. Hata düzeltme terimi katsayısının anlamlı olması ve -1 ile 0 arasında bir değer alması gerekmektedir. Kurulan model denklem 9’da gösterilmektedir.

$$\Delta Y_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^k \alpha_1 \Delta Y_{t-i} + \sum_{i=0}^l \alpha_2 \Delta GS_{t-i} + \varphi ECT_{t-1} + u_t \quad (9)$$

Denklemde sabit terim  $\alpha_0$ , katsayılar  $\alpha_1$  ve  $\alpha_2$ , optimal gecikme uzunlukları k ve l, uzun dönemdeki sapmaların ne kadar sürede ortadan kalkacağını gösteren hata düzeltme terimi katsayısı  $\varphi$  ve hata terimleri  $u_t$  ile gösterilmektedir.

### 2.2.3. FMOLS, DOLS ve CCR Tahmincileri

Phillips ve Hansen (1990) tarafından geliştirilen FMOLS yöntemi OLS yönteminin geliştirilmiş halidir. Standart tahmincilerde meydana gelen diagnostik problemleri ortadan kaldıran bu yöntemde içsellik sorununa yol açan parametrelerin çekirdek tahmincilerinden yararlanılmaktadır. Ayrıca FMOLS yönteminde analizde kullanılan gözlem sayısı az olan serilerde asimptotik bir şekilde sapma olmadan doğru sonuçlara ulaşılabilmektedir (Phillips ve Hansen, 1990, s. 120). FMOLS tahmincisini analizde kullanmak için kurulan model denklem 10’da ifade edilmektedir (Phillips, 1995, s. 1035).

$$\hat{A}^+ = (Y^+ X - T \hat{\Delta}_{0X}^+) (X' X)^{-1} \quad (10)$$

FMOLS gibi OLS yönteminin diğer geliştirilmiş hali olan ve Stock ve Watson (1993) tarafından uygulanan DOLS yöntemi, dinamik unsurları modellere eklemekte ve statik denklemlerde meydana gelen sapmaları ortadan kaldırmaktadır. Bu yöntemde Monte Carlo simülasyonundan yararlanılmaktadır. Ayrıca heterojen yapıya ve az gözleme sahip serilerde güçlü sonuçlar elde edilmektedir (Mark ve Sul, 2003, s. 654). DOLS tahmincisi için oluşturulan model denklem 11 ve 12’de gösterilmektedir.

$$\hat{\delta}_{OLS} = \left[ \left( \sum_t z_t z_t' \right) \otimes I_{k_t} \right]^{-1} \left[ \sum_t (z_t \otimes I_{k_t}) (\Delta^{d-I+1} y_t') \right] \quad (11)$$

$$\Delta^{d-I+1} y_t' = (z_t' \otimes I_{k_t}) \delta + v_t' \quad (12)$$

Park (1992) tarafından geliştirilen CCR tahmincisi ise OLS tahmincisinin ikinci dereceden sapmasını yok eden eşbütünleşme yönteminde kullanılan değişkenlerin dönüşümünü baz almaktadır. FMOLS yöntemiyle benzer sonuçlar veren ve asimptotik ki-kare testine müsaade eden bu test, kurulan denklemin birinci farkındaki değerlerden faydalanmaktadır. FMOLS yönteminde olduğu gibi CCR tahmincisinde de ilk başta hata terimleri ve uzun dönem kovaryans matrisleri meydana getirilmektedir. Denklem 13'te oluşturulan uzun dönemli kovaryans matrisleri yer almaktadır.

$$\Omega = \lim_{n \rightarrow \infty} \frac{1}{n} E \left( \sum_{t=1}^n u_t \right) \left( \sum_{t=1}^n u_t \right)' = \begin{bmatrix} \Omega_{11} & \Omega_{12} \\ \Omega_{21} & \Omega_{22} \end{bmatrix} \quad (13)$$

Denklem 14'te yer alan değişkenlerin toplamı  $\Omega$  matrisini oluşturmaktadır.

$$\Omega = \Sigma + \Gamma + \Gamma' \quad (14)$$

Denklem 15 ve 16'da denklem 14'te gösterilen değerlerin açılımı yer almaktadır.

$$\Sigma = \lim_{n \rightarrow \infty} \frac{1}{n} \left( \sum_{t=1}^n E(u_t u_t') \right) \quad (15)$$

$$\Gamma = \lim_{n \rightarrow \infty} \frac{1}{n} \left( \sum_{k=1}^{n-1} \sum_{t=k+1}^n E(u_t u_{t-k}') \right) \quad (16)$$

$$\Lambda = \Sigma + \Gamma = (\Lambda_1, \Lambda_2) = \begin{bmatrix} \Lambda_{11} & \Lambda_{12} \\ \Lambda_{21} & \Lambda_{22} \end{bmatrix} \quad (17)$$

Denklem 18 ve 19'da ise değiştirilmiş modeller ifade edilmektedir.

$$y_{2t}^* = y_{2t} - (\Sigma^{-1} \Lambda_2)' u_t \quad (18)$$

$$y_{1t}^* = y_{1t} - (\Sigma^{-1} \Lambda_2 \beta + (0, \Omega_{12} \Omega_{22}^{-1})') u_t \quad (19)$$

CCR uzun dönem tahmincisinin nihai şekli ise denklem 20 ve 21'de ifade edilmektedir.

$$y_{1t}^* = \beta' y_{2t}^* + u_{1t}^* \quad (20)$$

$$y_{1t}^* = u_{1t} - \Omega_{12} \Omega_{22}^{-1} u_{2t} \quad (21)$$

### 3. Ampirik Sonuçlar

Bu bölümde serilere ait ampirik sonuçlardan bahsedilmiştir. İlk olarak birim kök testleriyle serilerin durağanlıkları test edilmiştir. Daha sonra eşbütünleşme ilişkisine bakılmış, son olarak da uzun dönem katsayılarına ait sonuçlardan bahsedilmiştir.

#### 3.1. Birim Kök Test Sonuçları

Gerçekleştirilen bu çalışmada geleneksel birim kök testlerinden ADF ve DF-GLS ile iki yapısal kırılmaya izin veren LP birim kök testinden yararlanılmıştır. Schwert (1989)'in maksimum gecikme uzunluğunun tespit edilmesi için geliştirmiş olduğu  $l_{12} = \text{int}\{12(T/100)^{1/4}\}$

formül, bu çalışmada da uygulanmıştır. Maksimum gecikme uzunluğu 9 olarak tespit edilmiştir. Tablo 2’de ADF ve DF-GLS, Tablo 3’te ise LP birim kök testlerine ait sonuçlara yer verilmiştir.

Tablo 2. ADF ve DF-GLS birim kök testi sonuçları

Testler	ADF		DF-GLS	
	C	C+T	C	C+T
Y	0,1713 (0)	-2,299 (0)	2,122 (0)	-2,419 (0)
YP	0,374 (0)	-2,102 (0)	1,708 (0)	-2,263 (0)
GS	0,408 (0)	-2,809 (1)	0,370 (1)	-2,494 (1)
GSP	0,330 (0)	-2,909 (1)	0,838 (0)	-2,434 (1)
$\Delta$ YP	-6,340 (0)	-6,277 (0)	-6,412 (0)	-6,454 (0)
$\Delta$ Y	-6,362 (0)	-6,368 (0)	-6,456 (0)	-6,551 (0)
$\Delta$ GS	-5,418 (0)	-5,312 (0)	-3,713 (0)	-4,834 (0)
$\Delta$ GSP	-5,373 (0)	-5,278 (0)	-3,627 (0)	-4,791 (0)

Not: ( ) optimal gecikme uzunluğunu göstermektedir. \*\*\*: %1’de anlamlı. %1 için tablo kritik değerleri ADF ve DF-GLS birim kök testleri için sırasıyla 4,23 ve 3,77’dir.

Tablo 2’de ve Tablo 3’te yer alan sonuçlara göre bütün seriler seviyelerinde birim kök içermekte, birinci farklarında ise durağan olmaktadır.

Tablo 3. Lumsdaine-Papell birim kök testi sonuçları

Değişkenler	Model AA				Model CC			
	t-statistic	TB1	TB2	G	t-statistic	TB1	TB2	g
Y	-4,6467	1993	1998	0	-5,4609	2000	2008	0
YP	-4,4254	1990	1998	0	-6,1464	2000	2008	0
GS	-4,8579	1988	2005	1	-5,4011	1988	2005	1
GSP	-4,7200	1988	2005	1	-5,3849	1988	2005	1
$\Delta$ Y	-7,2530	2002	2010	0	-7,9546	2003	2009	0
$\Delta$ YP	-7,1766	2002	2010	0	-7,9303	2003	2009	0
$\Delta$ GS	-7,0240	1988	1993	0	-8,7748	1989	1995	0
$\Delta$ GSP	-6,9799	1988	1993	0	-8,7215	1989	1995	0

Not: TB1 ve TB2 sırasıyla birinci ve ikinci yapısal kırılma tarihlerini, g BIC (Bayesian Information Criteria) ile belirlenen optimal gecikme uzunluğunu göstermektedir. %1 için tablo kritik değerleri Model AA ve Model CC için sırasıyla 6,74 ve 7,19’dur. \*\*\* %1’de anlamlı

### 3.2. ARDL, Sınır Testi Sonuçları

Bu çalışmada seriler arasındaki eşbütünlüşme ilişkisinin tespitinde sınır testi kullanılmış ve optimal gecikme uzunluğu için SIC bilgi kriterinden yararlanılmıştır. Durum II’de hesaplanan F-istatistik değeri, Narayan (2005) tablo kritik değerine göre karşılaştırılmıştır. Eşbütünlüşme ve diagnostik test sonuçları Tablo 4’te gösterilmektedir. Tablodaki verilere göre birinci modelde %1, ikinci modelde ise %5 anlamlılık düzeyinde seriler arasında eşbütünlüşme ilişkisi olduğu belirlenmiştir. Bununla birlikte diagnostik test sonuçlarına göre değişen varyans, otokorelasyon, spesifikasyon ve normal dağılmama sorunlarının olmadığı görülmüştür. Cusum ve Cusumq testlerine göre de katsayıların istikrarlı olduğu tespit edilmiştir.

Tablo 4. Sınır testi sonuçları

k=1	Y = f(GS)	YP = f(GSP)
F-istatistik	8,537***	5,291**
Tablo Kritik Değeri	%1	%5
Düşük I(0)	4,94	3,62
Yüksek I(1)	5,58	4,16
Diagnostik Testler	ARDL (1,3)	ARDL (1,3)
BG-LM	0,050 (0,98)	0,058 (0,98)
BPG	1,808 (0,14)	1,764 (0,15)
White	1,858 (0,13)	1,899 (0,13)
ARCH	0,397 (0,53)	0,440 (0,51)
Ramsey Reset	1,253 (0,22)	1,195 (0,24)
Jargue-Bera	3,299 (0,19)	3,236 (0,20)
Cusum	0,529 (0,57)	0,591 (0,43)
Cusumq	0,148 (0,67)	0,151 (0,68)

Not: \*\*\* ve \*\* sırasıyla %1’de ve %5’te anlamlı. Optimal gecikme uzunluğu SIC ile belirlenmiştir. ( ) diagnostik test sonuçlarının olasılık değerlerini göstermektedir.

Eşbütünleşme ilişkisi belirlendikten sonra seriler arasındaki uzun ve kısa dönem katsayılarının belirlenmesinde ARDL modeli kullanılmıştır. Bu modele ait elde edilen sonuçlar Tablo 5'te gösterilmektedir.

Tablo 5. ARDL uzun ve kısa dönem katsayıları

Uzun Dönem Katsayıları	Y = f(GS)	YP = f(GSP)
GS	0,781***	
GSP		0,726***
C	8,107**	4,317***
Kısa Dönem Katsayıları	Y = f(GS)	YP = f(GSP)
$\Delta$ GS	0,123	
$\Delta$ GS(-1)	0,063	
$\Delta$ GS(-2)	-0,240***	
$\Delta$ GSP		0,130*
$\Delta$ GSP(-1)		0,062
$\Delta$ GSP(-2)		-0,235***
ECT <sub>t-1</sub>	-0,091***	-0,108***
C	0,734	0,466

Not: \*\*\* %1'de, \*\* %5'te ve \* %10'da anlamlı.

Tablo 5'teki sonuçlara göre, uzun dönemde GS ve GSP'de gerçekleşen %1'lik bir artışın Y'yi sırasıyla %0,781 ve %0,726 arttırmaktadır. Bulunan bu sonuç Keynes hipotezinin Türkiye'de geçerli olduğunu göstermektedir. Hata düzeltme katsayısının da iki modelde sırasıyla -0,091 ve -0,108 olarak bulunması ve istatistiksel olarak anlamlı çıkması, uzun dönemde %9 ve %11'lik bir hızla denge seviyesine ulaşılacağını ifade etmektedir.

### 3.3. FMOLS, DOLS ve CCR Test Sonuçları

ARDL yöntemiyle elde edilen uzun dönem katsayılarından elde edilen sonuçları güçlendirmek adına bu çalışmada ayrıca FMOLS, DOLS ve CCR uzun dönem tahmincilerinden yararlanılmıştır. Bu tahmincilere ait elde edilen sonuçlar Tablo 6'da gösterilmektedir.

Tablo 6'daki sonuçlara bakıldığında model 1'de GS'de gerçekleşen %1'lik bir artış Y'yi FMOLS, DOLS ve CCR uzun dönem tahmincilerine göre sırasıyla %0,719, %0,701 ve %0,706; model 2'de ise %0,612, %0,595 ve %0,602 arttırmaktadır. Sonuç olarak her iki modelde de bütün uzun dönem tahmincileri için Keynes hipotezinin geçerli olduğu sonucuna ulaşılmaktadır.

Tablo 6. FMOLS, DOLS ve CCR tahmincilerine göre uzun dönem katsayıları

Değişkenler	FMOLS		DOLS		CCR	
	Katsayı	t-istatistiği	Katsayı	t-istatistiği	Katsayı	t-istatistiği
Model 1: Y = f(GS)						
GS	0,7189***	15,1028	0,7012***	20,3816	0,7062***	14,9307
C	9,0730***	7,6787	9,5520***	11,2335	9,3869***	8,0379
Jargue-Bera	1,01 (0,60)		0,44 (0,80)		1,01 (0,60)	
Model 2: YP = f(GSP)						
GSP	0,6117***	9,6190	0,5952***	13,5900	0,6022***	9,3379
C	4,7784***	10,8970	4,9238***	16,4624	4,8430***	10,9928
Jargue-Bera	1,41 (0,49)		0,75 (0,69)		1,59 (0,45)	

Not: ( ) olasılık değerlerini göstermektedir. \*\*\* %1'de anlamlı.

## 4. Sonuç ve Politika Önerileri

1929 Dünya ekonomik bunalımından kurtulmak için Keynes tarafından geliştirilen hipoteze göre, klasik iktisatçıların aksine ekonominin kendi kendine dengeye gelemeyeceği ve tam istihdam seviyesine ulaşamayacağı belirtilmektedir. Bu yüzden, ekonomik refah seviyesinin düştüğü zamanlarda ve özellikle kriz zamanlarında devlet tarafından kamu harcamalarıyla ekonomiye müdahale edilmesi ve ekonomiyi geliştirici hamleler yapılması gerekmektedir. Türkiye'de durum bu şekilde süregelmiştir. Fakat 1980 yılından itibaren radikal kararlar alınmış, ekonomik sistemdeki tikanıklığa çözüm için serbest piyasa ekonomisine geçiş sağlanmıştır. Bu sayede kamu harcamaları azaltılarak makroekonomik faaliyetlerin serbest piyasa tarafından oluşturulması benimsenmiştir.

Bu çalışmada 1980-2017 döneminde ARDL, sınır testi, FMOLS, DOLS ve CCR uzun dönem tahmincileri yardımıyla kamu harcamaları ile ekonomik büyüme arasındaki ilişki, Wagner kanunu ve Keynes hipotezi kapsamında araştırılmıştır. Sınır testi sonucunda seriler arasında eşbütünleşme ilişkisi olduğu belirlenmiştir. Uzun dönem tahmincilerinden elde edilen sonuçlara bakıldığında ise kamu harcamalarının ve kişi başına düşen kamu harcamalarının sırasıyla ekonomik büyümeyi ve kişi başına düşen ekonomik büyümeyi pozitif olarak etkilediği belirlenmiştir. Bu durum Türkiye’de Keynes hipotezinin geçerli olduğunu ifade etmektedir. Bulunan bu sonuç Şimşek (2004), Pata ve Tütüncü (2017) ve Sağdıç vd. (2019)’nin sonuçlarını destekler niteliktedir. Bu yüzden gelişmekte olan ülkeler arasında yer alan Türkiye’de ekonomik düzenin planlı ve programlı bir şekilde devam edebilmesi için devlet tarafından gerekli yerlerde piyasaya müdahale edilmesi büyük önem arz etmektedir. Özel sektör tarafından gerçekleştirilen yatırım harcamaları yeterli olmadığı zamanda devlet tarafından kamu harcamaları artırılması ve toplam harcamaların doğal işsizlik seviyesini sağlaması gerekmektedir. Bununla birlikte toplanan vergilerde indirimler sağlanarak gelirin artmasıyla birlikte tüketim harcamalarının artışı da sağlanabilir. Bu yüzden para politikasıyla beraber maliye politikasının doğru bir şekilde uygulanması, ekonomik sistemi daha etkin ve verimli hale getirecektir. Para ve maliye politikasını da gerçekleştirilirken, bu politikaları yürütecek kişilerin görev ve yetkileri kesin hatlarıyla belirlenmelidir. Ayrıca Merkez Bankası ve Maliye Bakanlığı arasında kuvvetli bir iletişimin olması gerekmektedir. Merkez Bankası hükümeti finansal açıdan destekleme işini belirli bir sınırdan tutmalı, devlet borçlanma yapısını sağlam temeller üzerine oturtmalıdır. Denetim mekanizmasının da etkili ve verimli bir şekilde çalışması sağlanmalıdır. Özellikle 2008 finansal kriziyle birlikte çeşitli maliye politikaları devreye alınmış ve bunlara eşlik edecek parasal gevşeme politikaları uygulanmıştır. 2019’da ortaya çıkan ve 2020’de giderek artmaya devam eden Covid-19 diye adlandırılan virüs salgını neticesinde de tüm dünyada hem finansal hem de reel piyasalar durma noktasına gelmiş ve trilyon doları aşan mali destek paketleri oluşturulmuştur. Karşımıza çıkan bu tablo da para ve maliye politikalarının ne denli önemli olduğunu göstermektedir. Ekonomik krizin yaşandığı bu süreçte tüm dünyada olduğu gibi Türkiye’de de kamu harcamalarını arttırmak ve vergi borçlarını ertelemek büyük önem arz etmektedir. Böyle zamanlarda talep yetersizliği nedeniyle durgun piyasada ekonomik faaliyetlerin gerçekleşmemesiyle ekonomik büyüme yaşanmaması, işsizliğin artması ve sosyal yapıda dengenin bozulması kaçınılmaz olacaktır. Bu yüzden Keynes teorisini destekler nitelikte, özellikle maliye politikası araçlarını kullanmasında ve kamu harcamalarını arttırmasında devlete büyük görev ve sorumluluklar düşmektedir.

## Kaynakça

- Ahmed, E. M. ve Hanif, C. M. (2018). *Sub-Saharan African countries public expenditure and economic growth: wagner’s panel cointegration and causality applications*. Preprints, 1-44. <https://www.preprints.org/manuscript/201805.0121/v1>
- Ahsan, S., Kwan, A. ve Sahni, B. (1996). Cointegration and Wagner’s hypothesis: time series evidence for Canada. *Applied Economics*, 28(8), 1055-1058.
- Aksoy, Ş. (1998). *Kamu maliyesi*, İstanbul: Filiz Kitabevi.
- Amusa, K. ve Oyinlola, M. (2019). The effectiveness of government expenditure on economic growth in botswana. *African Journal of Economic and Management Studies*, 10(3), 368-384.
- Arslan, A. (2002). Kamu harcamalarında verimlilik, etkinlik ve denetim. *Maliye Dergisi*, 140(2), 1-14.
- Barra, C., Bimonte, G. ve Spennati, P. (2015). Did fiscal institutions affect wagner’s law in italy during 1951–2009 period? an empirical analysis. *Applied Economics*, 47(59), 6409-6424.

- Başar, S., Aksu, H., Temurlenk, S. ve Polat, Ö. (2009). Türkiye’de kamu harcamaları ve büyüme ilişkisi: sınır testi yaklaşımı. *Atatürk Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü Dergisi*, 13(1), 301-314.
- Çavuşoğlu, T. (2005). Testing the Validity of wagner’s law in turkey: the bounds testing approach. *Ankara Üniversitesi Siyasal Bilgiler Fakültesi Dergisi*, 60(1), 73-88.
- Demirbas, S. (1999). Cointegration analysis-causality testing and wagner’s law: the case of turkey, 1950-1990. *University of Leicester, Department of Economics*.
- Dickey, D. A. ve Fuller, W. A. (1981). Likelihood ratio statistics for an autoregressive time series with a unit root. *Econometrica*, 49(4), 1057-1072.
- Diler, H. (2016). Kamu harcamaları-ekonomik büyüme: Türkiye üzerine bir uygulama. *İktisat Politikası Araştırmaları Dergisi*, 3(1), 21-36.
- Elliot, G., Rothenberg, T. ve Stock, J. (1996). Efficient tests of the unit root hypothesis. *Econometrica*, 64(8), 13-36.
- Engle, R. F. ve Granger, C. W. J. (1987). Cointegration and error correction: representation, estimation and testing. *Econometrica*, 55, 251-76.
- Funashima, Y. ve Hiraga, K. (2017). Wagner’s Law, fiscal discipline, and intergovernmental transfer: empirical evidence at the us and German state levels. *International Tax and Public Finance*, 24(4), 652-677.
- Gangal, V. L. ve Gupta, H. (2013). Public expenditure and economic growth: a case study of India. *Global Journal of Management and Business Studies*, 3(2), 191-196.
- Gerni, C. (1992). *Türkiye’de 1980–1990 Döneminde uygulanan istikrar politikaları üzerine bir değerlendirme*. 3. İzmir iktisat kongresi tebliğleri, Ankara.
- Goffman, I. J. (1968). Empirical testing of wagner’s law-technical note. *Public Finance (Finances Publiques)*, 23(3), 359-366.
- Gupta, S. P. (1967). Public expenditure and economic growth: a time-series analysis. *Public Finance (Finances Publiques)*, 22(4), 423-454.
- Halıcıoğlu, F. (2003). Testing wagner’s law for Turkey, 1960-2000. *Review of Middle East Economics and Finance*, 1(2), 129-140.
- Henrekson M. (1993). Wagner’s law-a spurious relationship. *Public Finance*, 48, 406-415.
- Ighodaro, C. A. ve Oriakhi, D. (2010). Does the relationship between government expenditure and economic growth follow wagner’s law in Nigeria. *Annals of University of Petrosani Economics*, 10(2), 185-198.
- Irandoost, M. (2019). Wagner on government spending and national income: a new look at an old relationship. *Journal of Policy Modeling*, 41(4), 636-646.
- Işık, N. ve Alagöz, M. (2005). Kamu harcamaları ve büyüme arasındaki ilişki. *Erciyes Üniversitesi İİB Fakültesi Dergisi*, 24, 63-75.
- 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.
- Keynes, J. M. (1936). *The general theory of employment, interest and money*, Macmillan Cambridge University Press, New York.
- Kolluri B., Panik M. J. ve Wahab, M. S. (2000). Government expenditure and economic growth: evidence from g7 countries. *Applied Economics*, 32, 1059-1068.

- Lin, C. (1995). More evidence on wagner's law for mexico. *Public Finance*, 50(2), 267-277.
- Lumsdaine, R. L. ve Papell, D. H. (1997), Multiple trend breaks and the unit-root hypothesis. *Review of Economics and Statistics*, 79(2), 212-218.
- MacKinnon, J. G. (1996). Numerical distribution functions for unit root and cointegration tests. *Journal of Applied Econometrics*, 11(6), 601-618.
- Magazzino, C. (2012). Wagner's law and augmented wagner's law in eu-27: a time-series analysis on stationarity, cointegration and causality. *International Research Journal of Finance and Economics*, 89, 205-220.
- Mann, A. J. (1980). Wagner's law: an econometric test for mexico, 1925-1976. *National Tax Journal*, 33 (2), 189-201.
- Mark, N. C. ve Sul, D. (2003). Cointegration vector estimation by panel dols and long-run money demand. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 65(5), 655-680.
- Mohammadi, H., Cak, M. ve Cak, D. (2008). Wagner's Hypothesis: new evidence from Turkey using the bounds testing approach. *Journal of Economic Studies*, 35(1), 94-106.
- Musgrave, R. A. (1969). Theories of fiscal federalism. *Public Finance (Finances Publiques)*, 24(4), 521-536.
- Narayan, P. K. (2005). The saving and investment nexus for China: evidence from cointegration tests. *Applied Economics*, 37(17), 1979-1990.
- Narayan, P. K., Nielsen, I. ve Smyth, R. (2008). Panel data cointegration, causality and wagner's law: empirical evidence from Chinese provinces. *China Economic Review*, 19(2), 297-307.
- Ono, H. (2014). The government expenditure-economic growth relation in Japan: an analysis by using the ADL test for threshold cointegration. *Applied Economics*, 46(28), 3523-3531.
- Parasız, İ. (1998). *Kriz Ekonomisi*, Ezgi Yayınevi, Bursa.
- Pata, U. K. ve Tütüncü, A. (2017). Yapısal kırılmalarla birlikte Türkiye'de kamu harcamaları ve ekonomik büyüme ilişkisinin analizi. *Maliye Dergisi*, 172, 30-51.
- Peacock, A. T., Wiseman, J. (1979). Approaches to the Analysis of government expenditure growth. *Public Finance Review*, 7(1), 3-23.
- Perron, P. (1989). The great crash, the oil price shock and the unit root hypothesis. *Econometrica*, 57(6), 1361-1401.
- 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.
- Phillips, P. C. (1995). Fully modified least squares and vector autoregression. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 63(5), 1023-1078.
- Phillips, P. C. ve Hansen, B. E. (1990). Statistical inference in instrumental variables regression with  $I(1)$  processes. *The Review of Economic Studies*, 57(1), 99-125.
- Ram, R. (1986). Government size and economic growth: a new framework and some evidence from cross- section and time- series data. *The American Economic Review*, 76(1), 191-203.
- Sagdic, E. N., Sasmaz, M. U. ve Tuncer, G. (2019). Wagner versus keynes: empirical evidence from Turkey's provinces. *Panoeconomicus*, 67(5), 1-18.
- Sarı, R. (2003). Kamu harcamalarının dünyada ve türkiye'deki gelişimi ve Türkiye'de ulusal gelir ile ilişkisi. *İktisat, İşletme ve Finans Dergisi*, 209(Ek), 25-38.

- Singh, B. ve Sahni, B. S. (1984). Causality between public expenditure and national income. *The Review of Economics and Statistics*, 66(4), 630-644.
- Stock, J. H. ve Watson, M. W. (1993). A simple estimator of cointegrating vectors in higher order integrated systems. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 61(4), 783-820.
- Şimşek, M. (2004). Türkiye’de kamu harcamaları ve ekonomik büyüme, 1965-2002. *Atatürk Üniversitesi İİBF Dergisi*, 18(1/2), 37-52.
- Tanzi, V. ve Schuknecht, L. (1995). The growth of government and the reform of the state in industrial countries. *IMF Staff Papers*, 95(130), 1-39.
- Tanzi, V. ve Zee, H. (1995). Human capital accumulation and public sector growth. *IMF staff papers*, 95(95), 1-10.
- Tanzi, V. ve Zee, H. H. (1997). Fiscal policy and long-run growth. *IMF staff papers*, 44(2), 1-32.
- Terzi, H. (1998). Kamu harcamaları ve ekonomik kalkınma ilişkisi üzerine ekonometrik bir inceleme. *İktisat, İşletme ve Finans*, 13(142), 67-80.
- Terzi, H. (1999). Kalkınma sürecinde kamu harcamaları: Türkiye üzerine bir inceleme. *İktisat İşletme ve Finans*, 14(162), 70-78.
- Wagner, A. (1883), *Finanzwissenschaft* (3rd ed.). Leipzig. Partly reprinted in Richard A. Musgrave and Alan T. Peacock, eds. (1958), *Classics in the theory of public finance*. London: Macmillan.
- Wagner, A. (1893), *Grundlegung der Politischen Ökonomie* (3rd ed.). Leipzig: C.F. Winter(.)
- Wang, L., Peculea, A. D. and Xu, H. (2016). The relationship between public expenditure and economic growth in romania: does it obey wagner's or keynes's law? *Theoretical & Applied Economics*, 23(3), 41-52.
- Yıldırım, Z. R. (1994). Türkiye’de gayrisafi milli hâsıla ile kamu harcamaları arasında nedensellik ilişkisi. *Dokuz Eylül Üniversitesi İİBF Dergisi*, 9(1), 25-40.
- Zivot, E. ve Andrews, D. W. K. (1992). Further evidence on the great crash, the oil-price shock, and the unit-root hypothesis. *Journal of Business and Economic Statistics*, 10(3), 251-270.

#### ETİK ve BİLİMSEL İLKELER SORUMLULUK BEYANI

Bu çalışmanın tüm hazırlanma süreçlerinde etik kurallara ve bilimsel atıf gösterme ilkelerine riayet edildiğini yazar(lar) beyan eder. Aksi bir durumun tespiti halinde Afyon Kocatepe Üniversitesi Sosyal Bilimler Dergisi’nin hiçbir sorumluluğu olmayıp, tüm sorumluluk makale yazarlarına aittir.