



Kamu Harcamaları ve Ekonomik Büyüme İlişkisi: Türkiye Cumhuriyeti Tarihinden Ampirik Kanıtlar

Public Expenditures and Economic Growth Nexus: Empirical Evidence from the History of the Republic of Türkiye

Dr. Öğr. Üyesi Ali BALKI¹, Dr. Öğr. Üyesi Serkan GÖKSU²

Öz

Wagner'den bu yana kamu harcamaları ile ekonomik büyüme arasındaki ilişki literatürde farklı modeller kullanılarak birçok araştırmanın konusu olmuştur. Ancak Wagner kanununun geçerliliğini Gupta versiyonu çerçevesinde zaman ayrıştırması yoluyla test eden herhangi bir çalışmaya rastlanılmamıştır. Bu boşluğu doldurmak amacıyla tasarlanan bu çalışma, genişletilmiş ARDL sınır testi gibi yeni bir yöntemi tercih etmesi ve Cumhuriyet tarihini bir bütün olarak ve alt dönemler itibarıyla ele almasıyla literatürden ayrılmaktadır. Yapılan analizlerden elde edilen bulgular şu şekildedir: (i.) Kişi başına düşen kamu harcamasıyla ekonomik büyüme değişkeni eşbütünlüktedir. Bu sonuç, Cumhuriyet tarihi boyunca ve alt dönemler itibarıyla değişkenlerin doğrusal olarak birlikte hareket ettiği şeklinde yorumlanabilir. (ii.) İncelenen tüm dönemler için kamu hizmetlerine olan talebin gelir esnekliği katsayısının 1'den büyük olması Wagner kanununun Türkiye için geçerli olduğunu ortaya koymaktadır. Ayrıca bu sonuç kamu harcamalarındaki artış üzerinde zamanın herhangi bir etkisinin olmadığını, artışın mutlak ve sürekli olduğunu göstermektedir. Toda-Yamamoto Granger nedensellik testi bulgularına göre; (iii.) Cumhuriyet tarihinin en geniş (1924-2021) ve en güncel (1985-2021) dönemi için kamu harcamaları ile ekonomik büyüme arasında çift yönlü nedensellik bulunmuştur. Bu sonuç ilgili dönemlerde değişkenler arasında geri-besleme ilişkisinin olduğuna işaret etmektedir. (iv.) Cumhuriyet tarihinin ilk döneminde (1924-1954) nedenselliğin yönünün büyümeden kamu harcamalarına doğru olması Wagner kanununu destekler nitelikli bulgular sunarken, ikinci döneminde (1955-1984) nedenselliğin tam tersi yönde olması ilgili dönemde Keynesyen politikaların benimsendiğini göstermektedir.

Anahtar Kelimeler: Wagner kanunu, kamu harcamaları, ekonomik büyüme, genişletilmiş ARDL

Makale Türü: Araştırma

Abstract

Since Wagner, the relationship between public expenditures and economic growth has been the subject of many studies using different models in the literature. However, no study tests the validity of Wagner's law through time separation within the framework of the Gupta version. This study differs from the literature because it implements the augmented ARDL bounds test and considers the history of the Republic as a whole and sub-periods. The findings are as follows: (i.) Public expenditure and economic growth are cointegrated in all periods; variables move together linearly. (ii.) Wagner's law is valid for Türkiye since the income elasticity of demand for public services is greater than 1 for all periods. In addition, these results reveal that time has no effect on the increase in public expenditures and that this increase is absolute and continuous. According to the Toda-Yamamoto Granger causality test: (iii.) For the largest (1924-2021) and most recent (1985-2021) period in the history of the Republic, there is bidirectional causality between public expenditures and economic growth. (iv.) While causality from growth to public expenditures in the first period of Republic history (1924-1954) presents findings supporting Wagner's law, the opposite direction of causality in the second period (1955-1984) indicates that policy practitioners adopted Keynesian policies.

¹Afyon Kocatepe Üniversitesi, İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi, abalki@aku.edu.tr

²Afyon Kocatepe Üniversitesi, Dinar Uygulamalı Bilimler Yüksekokulu, sgoksu@aku.edu.tr

Atf için (to cite): Balkı, A. ve Göksu, S. (2023). Kamu harcamaları ve ekonomik büyüme ilişkisi: Türkiye Cumhuriyeti tarihinden ampirik kanıtlar. *Afyon Kocatepe Üniversitesi Sosyal Bilimler Dergisi*, 25(100. Yılında Cumhuriyet Özel Sayısı), 199-217.

Keywords: Wagner's law, public expenditure, economic growth, augmented ARDL

Paper Type: Research

Giriş

Devletin toplumsal ihtiyaçları karşılamak üzere sunduğu kamusal mal ve hizmetler için yaptığı harcamalar, kamu harcamasıdır. Tarihsel süreç içerisinde, tüm ülkelerde kamu harcamaları sürekli olarak artış göstermektedir. Kamu harcamalarındaki artışı açıklamaya yönelik birçok yaklaşım geliştirilmiştir. Bu yaklaşımlardan en fazla ilgi gören ve ön plana çıkanlar ise Wagner kanunu, Keynesyen yaklaşım ve kamu tercihi teorisidir. İlk kez Wagner (1883) tarafından ifade edilen ve birçok araştırmacı tarafından test edilerek geçerliliği kanıtlanan Wagner kanunu, kamu harcamalarındaki artışın sebebinin gayrisafi yurtiçi hasılanın (GSYİH) artmasına bağlamaktadır. Hatta Wagner kanununa göre, GSYİH arttıkça kamu harcamaları, GSYİH'den daha fazla artmaktadır. Tüm dünyayı etkileyen 1929 Bunalımından sonra ortaya çıkan Keynesyen hipotez (Keynes, 1936) ise ekonomilerin durgunluktan çıkabilmesi için kamu harcamalarının artırılması gerektiğini savunmaktadır. Yani, Wagner kanununda ilişkinin yönü GSYİH'den kamu harcamalarına doğru iken Keynesyen hipotezde ilişkinin yönü kamu harcamalarından GSYİH'ye doğrudur. Bir ülkede kamu harcamalarının artması, ekonomide kamu sektörünün payının arttığı anlamına gelir. Global kamu yükü olarak da ifade edilen bu oran (kamu harcamalarının GSYİH'ye oranı) aşırı yükseldiğinde kamu kaynaklarının kullanımında etkinlik azalacaktır. Kamu tercihi teorisine göre (Buchanan, 1975), kamu harcamalarındaki artışın sebebi kamu sektöründeki her bir aktörün kendi faydasını maksimize etmeye çalışmasıdır. Bunun sonucu olarak, kamu harcamaları artacak ve kamu sektörü gereğinden fazla büyüyecektir.

Türkiye gibi doğal kaynakları kıt olan ve kamu harcamalarının ekseriyetini vergilerle finanse eden ülkelerde, kamu kaynaklarının etkin kullanımı önem arz etmektedir. Bunun için kamu harcamaları ile ekonomik büyüme arasında bir ilişkinin olup olmadığının tespit edilmesi ve etkin olmayan kamu harcamalarının kısılması gerekir. Şimdiye kadar Türkiye'de kamu harcamaları ile ekonomik büyüme arasındaki ilişkiyi test eden birçok çalışma yapılmıştır. Ancak bu çalışmalardan hiçbiri Türkiye'nin hem ekonomik hem de siyasi dönüm noktalarını dikkate alarak analizlerinde zaman ayrıştırması yapmamıştır. Literatürdeki bu boşluktan hareketle çalışmanın amacı, Türkiye'de 1924-2021 dönemi itibarıyla (1924-1954, 1955-1984 ve 1985-2021 şeklinde üç döneme ayrıştırarak) kamu harcamaları ile ekonomik büyüme arasındaki ilişkiyi eşbütünleşme ve nedensellik testleri ile analiz etmektir. Ayrıca, şimdiye kadar bu ilişkiyi test eden çalışmalardan hiçbiri eşbütünleşme analizinde genişletilmiş ARDL (A-ARDL) sınır testi yaklaşımını kullanmamıştır. Bu çalışmada, eşbütünleşme analizi için A-ARDL (Augmented Autoregressive Distributed Lag) tercih edilirken nedensellik testinde ise Toda-Yamamoto Granger nedensellik testi tercih edilmiştir. Çalışmanın literatürdeki diğer çalışmalardan ayrılan diğer bir yönü ise kamu harcamaları ile ekonomik büyüme arasındaki ilişkiyi Cumhuriyet tarihinde en uzun zaman aralığında (98 yıllık veri seti ile) test etmesidir.

Çalışmanın amacı, Cumhuriyet tarihinde kamu harcamaları ile ekonomik büyüme arasındaki ilişkiyi test etmek olduğu için inceleme döneminin başlangıcı, Cumhuriyet'in ilan edildiği tarihi takip eden 1924 yılı olarak belirlenmiştir. Bu ilişki, ilk olarak herhangi bir zaman ayrıştırması yapılmaksızın 1924-2021 dönemi için test edilmiştir. Daha sonra 98 yıllık bu dönem 1955 ve 1985 yılları esas alınarak üç döneme ayrılmıştır. 1954 yılında Osmanlı Devleti'nden kalan borçların son taksiti ödenmiştir. Ayrıca, 1955 yılından itibaren Türkiye ekonomisi, İkinci Dünya Savaşı'nın oluşturduğu sıkıntılı durumdan kurtulmuştur. 1980 yılından itibaren Özal hükümetleriyle piyasa ekonomisine geçiş için bazı adımlar atılmış ve geçiş 1985 yılında döviz kurunun belirlenmesinin tamamen piyasaya bırakılmasıyla tamamlamıştır (Eğilmez, 2019). 1924-1954 döneminde kamu harcamalarının GSYİH'ye oranı ortalama %18,38'dir. Dönem içerisinde bu oran en düşük %11,49 ile 1926 yılında gerçekleşirken en yüksek %26,43 ile 1940 yılında gerçekleşmiştir. 1955-1984 döneminde de global kamu yükü ilk

döneme çok yakın bir şekilde ortalama %18,59 olmuştur. Global kamu yükü bu dönemde en düşük 1968 yılında %14,23 olurken en yüksek 1961 yılında %23,81 olmuştur. Tam anlamıyla serbest piyasa ekonomisine geçildiği dönem olan 1985-2021 döneminde ise global kamu yükü ortalama %22,99 olarak gerçekleşmiştir. Bu oran dönem içerisinde en düşük 1986 yılında %16,27 olurken en yüksek 2001 yılında %32,59 olmuştur (Ek Şekil: 1). Her ne kadar 1985 yılından itibaren serbest piyasa ekonomisine geçilse de ekonomide kamunun payı artmaya devam etmiştir. Bu artışta şüphesiz ki 1994, 2001 ve 2008 yıllarında gerçekleşen ekonomik krizlerin büyük bir rolü vardır.

Literatürde ilk kez dönem ayrıştırması yaparak Türkiye ekonomisinde kamu harcamaları ile ekonomik büyüme arasındaki ilişkiyi test eden bu çalışmanın ilk bölümünde ilgili literatür incelenmiştir. İkinci bölümde, çalışmada kullanılan veri seti, model ve yöntem açıklanmıştır. Üçüncü bölümde, yapılan analizlerden elde edilen bulgular raporlanmış ve bulguların literatürdeki diğer çalışmalarla örtüşen ve ayrışan yanları tartışılmıştır. Sonuç bölümünde ise ulaşılan sonuçlar değerlendirilerek politika çıkarımları yapılmış ve gelecek çalışmalar için tavsiyelerde bulunulmuştur.

1. Literatür İncelemesi

Kamu harcamalarındaki artışı ilk kez açıklayan Wagner'e göre (1883), ekonomi büyüdükçe kamu harcamaları ekonomiden daha fazla büyümektedir. Ayrıca, kamu harcamaları ile ekonomik büyüme arasındaki ilişkinin yönü ekonomik büyümeden kamu harcamalarına doğrudur. Wagner kanununda içsel bir faktör olan kamu harcamalarındaki artışın üç temel sebebi vardır (Bird, 1971; Magazzino, 2012; Kónya ve Abdullaev, 2018): Bunlardan ilki ekonomik büyümeyle birlikte kentlerdeki nüfus yoğunluğunun artmasıdır. Kent merkezlerindeki nüfus yoğunluğu arttıkça eğitim, sağlık, barınma gibi kamu hizmetlerine olan talep artacaktır. Artan talebi karşılamak için sunulan her bir kamu hizmeti, kamu harcamalarında artışa neden olmaktadır. İkinci sebep, sanayileşme ve kentleşmenin hızlanmasıyla mevcut alt yapının yetersiz kalmasıdır. Devlet, kent merkezlerindeki ve sanayi bölgelerindeki alt yapıyı güçlendirmek için alt yapı yatırım harcamalarını arttırır. Kamu harcamalarındaki artışın bir diğer sebebi ise özel sektörün doğal tekel niteliğindeki mal ve hizmetleri sunmadaki yetersizliğidir. Doğal tekelleri devlet işlettiğinde kamu harcamalarındaki artış kaçınılmazdır.

1929 Bunalımından sonra ortaya çıkan Keynesyen hipotezde ise kamu harcamaları dışsal bir faktör olarak kabul edilmektedir. Özellikle durgunluk dönemlerinde kamu harcamalarındaki artış, çarpan ve hızlandıran mekanizmalarıyla toplam talebi canlandıracak, toplam talebin canlanması ise ekonomik büyümeye katkı sağlayacaktır. Dolayısıyla, Keynesyen hipotezde ilişkinin yönü Wagner kanununun aksine kamu harcamalarından ekonomik büyümeye doğrudur (Loizides ve Vamvoukas, 2005, s. 126). Keynesyen hipotez, ilk ortaya çıktığında kısa vadede kamu harcamalarının ekonomik büyümeye katkı sağlayacağını öngörmüştür. Ancak, daha sonra yapılan çalışmalar (Lucas, 1988; Romer, 1989; Barro, 1990) uzun dönemde de Keynesyen hipotezin geçerliliğine dair kanıtlar sunmaktadır.

Kamu harcamaları ile ekonomik büyüme arasındaki ilişki, Wagner'den (1883) bu yana birçok çalışmaya konu olmuştur. Bu çalışmalardan bazıları (Mann, 1980; Abizadeh ve Yousefi, 1988; Oxley, 1994; Thornton, 1999; Kolluri vd., 2000; Islam, 2001; Sideris, 2007; Lamartina ve Zaghini, 2010; Kumar vd., 2012; Barra vd., 2015; Akinlo ve Jemiluyi, 2018; Dahmani vd., 2021) inceledikleri ülkeler ve dönemler itibarıyla yalnızca Wagner kanununu geçerli bulurken Lucas (1988), Romer (1989), Barro (1990), Tsoukis ve Miller (2003), Babatunde (2011), Al-Fawwaz (2016), Rasaily ve Paudel (2019), Ahuja ve Pandit (2020), Muharrem ve Uysal (2023) gibi çalışmalar ise yalnızca Keynesyen hipotezi geçerli bulmuşlardır. Iyare ve Lorde (2004), Loizides ve Vamvoukas (2005), Karagianni ve Pempetzoglou (2009), Abu-Eideh (2015), Abbasov ve Aliyev (2018) Gurdal vd. (2021), Bazán vd. (2022) vb. çalışmalar hem Wagner kanununu hem de Keynesyen hipotezi destekleyici sonuçlar elde etmişlerdir. Bazı çalışmalar (Singh ve Sahni, 1984; Afxentiou ve Serletis, 1991; Henrekson, 1993; Ansari vd., 1997;

Burney, 2002; Huang, 2006; Sinha, 2007; Chimobi, 2009; Konya ve Abdullaev, 2018) ise kamu harcamaları ile ekonomik büyüme arasında herhangi bir ilişki tespit edememiştir. Kamu harcamaları ile ekonomik büyüme arasındaki ilişkiye yönelik elde edilen bu farklı sonuçların incelenen örneklem ve zaman diliminden kaynaklandığı söylenebilir. Bu çalışmanın konusu dikkate alındığında söz konusu ilişkiyi Türkiye örneğinde test eden çalışmalara odaklanmakta fayda vardır.

Kamu harcamaları ile ekonomik büyüme ilişkisini sadece Türkiye örneğinde test eden çalışmalar da uluslararası literatürle benzerlik gösterip farklı sonuçlar üretmişlerdir. Bu çalışmalardan bazıları inceledikleri dönem, kullandıkları yöntem ve elde ettikleri sonuçlar itibarıyla Tablo 1’de özetlenmiştir.

Tablo 1. Türkiye’de kamu harcamaları-ekonomik büyüme ilişkisini test eden bazı çalışmalar

Çalışmalar	İncelenen Dönem	Kullanılan Yöntem	Wagner Kanunu	Keynesyen Hipotez
Demirbaş (1999)	1950-1990	Eşbütünleşme analizi ve nedensellik testi	X	X
Günaydın (2000)	1950-1998	Eşbütünleşme analizi ve nedensellik testi	✓	X
Bağdıgan ve Çetintaş (2003)	1965-2000	Eşbütünleşme analizi ve nedensellik testi	X	X
Şimşek (2004)	1965-2002	Eşbütünleşme analizi ve nedensellik testi	✓	✓
Işık ve Alagöz (2005)	1985-2003	Eşbütünleşme analizi ve nedensellik testi	✓	✓
Şahin ve Özenç (2007)	1988-2006	Nedensellik testi	✓	✓
Mohammadi vd. (2008)	1950-2005	ARDL sınır testi	✓	X
Başar vd. (2009)	1975-2005	ARDL sınır testi	X	X
Altunç (2011)	1960-2009	ARDL sınır testi ve nedensellik testi	✓	✓
Gül ve Yavuz (2011)	1963-2008	Eşbütünleşme analizi ve nedensellik testi	X	✓
Yılgör vd. (2012)	1980-2010	Nedensellik testi	X	✓
Tuna (2013)	1961-2012	Nedensellik testi	X	✓
Kabaklarlı ve Er (2014)	1930-2012	ARDL sınır testi ve nedensellik testi	✓	X
Telek ve Telek (2016)	1998-2015	Etki-tepki analizi ve nedensellik testi	X	✓
Yaraşır Tülümce ve Zeren (2017)	1975-2014	Nedensellik testi	✓	✓
Demir ve Balkı (2019)	1960-2016	ARDL sınır testi ve nedensellik testi	✓	X
Gövdeli (2019)	1930-2014	Eşbütünleşme analizi ve nedensellik testi	X	✓
Atgür (2020)	2006-2019	Eşbütünleşme analizi ve nedensellik testi	✓	✓
Karabulut (2020)	1998-2018	Etki-tepki analizi ve nedensellik testi	X	✓
Sağdıç vd. (2020)	1992-2013	Eşbütünleşme analizi ve nedensellik testi	✓	✓
İçen (2021)	2006-2020	NARDL sınır testi	✓	X
Yurtkuran (2022)	1980-2017	ARDL sınır testi ve eşbütünleşme analizi	X	✓

Kaynak: Yazarlar tarafından oluşturulmuştur. Not: ✓ : Geçerlidir; X: Geçerli değildir.

Tablo 1’de yer alan çalışmalardan Günaydın (2000), Mohammadi vd. (2008), Kabaklarlı ve Er (2014), Demir ve Balkı (2019), İçen (2021) yalnızca Wagner kanununu geçerli bulurken Gül ve Yavuz (2011), Yılıgör vd. (2012), Tuna (2013), Telek ve Telek (2016), Gövdeli (2019), Karabulut (2020), Yurtkuran (2022) yalnızca Keynesyen hipotezi geçerli bulmuştur. Ayrıca bazı çalışmalar (Şimşek, 2004; Işık ve Alagöz, 2005; Şahin ve Özenç, 2007; Altunç, 2011; Yaraşır Tülümce ve Zeren, 2017; Atgür, 2020; Sağdıç vd. 2020) inceledikleri dönemler itibarıyla hem Wagner kanununun hem de Keynesyen hipotezin geçerliliğine dair kanıt sunarken bazı çalışmalar (Demirbaş, 1999; Bağdigen ve Çetintaş, 2003; Başar vd., 2009) ise her iki yaklaşımın da geçerliliğine dair herhangi bir kanıt elde edememişlerdir. Tablo 1’deki çalışmalar, genel kamu harcamaları ile ekonomik büyüme ilişkisini incelemektedirler. Türkiye’de bu ilişkiyi harcama türleri özelinde inceleyen çalışmalar da bulunmaktadır (Arısoy, 2005; Köksel Tan vd., 2010; Kolçak vd., 2015; Akbulut, 2017; Arestis vd., 2021; Balkı ve Göksu, 2023).

Literatürde kamu harcamaları ile ekonomik büyüme arasındaki ilişkiyi Türkiye örneğinde inceleyen birçok çalışma yapılmış olmasına rağmen bu çalışmalar genellikle sınırlı bir gözlem sayısına sahiptir. Ayrıca bu çalışmalar Türkiye’nin tecrübe ettiği önemli siyasi ve ekonomik dönüm noktalarını göz önünde bulundurmaksızın gerçekleştirilmiştir. Literatürdeki bu boşluklardan hareketle mevcut çalışma kamu harcamaları ile ekonomik büyüme arasındaki ilişkiyi, hem 1924-2021 döneminin tamamı için hem de önemli yapısal kırılmaları dikkate alarak oluşturulan üç alt dönem için A-ARDL gibi nispeten yeni sayılabilecek bir yöntemle incelemektedir.

2. Yöntem

Wagner kanununun Türkiye için geçerliliği Gupta (1967) modeli temelinde, ilk olarak Pesaran vd. (2001) tarafından geliştirilen daha sonra Sam vd.’nin (2019) katkı sunduğu A-ARDL sınır testi prosedürü çerçevesinde test edilmiştir. Bu yaklaşım Engle ve Granger (1987), Johansen ve Juselius (1990), Phillips ve Hansen (1990) gibi diğer geleneksel eşbütünleşme yaklaşımlarıyla karşılaştırıldığında, durağanlık özellikleri bakımından daha esneklerdir. Çünkü bu yöntem, farklı durağanlık seviyelerine sahip değişkenlerde dahi uygulanabilir. Açıklayıcı değişkenlerin I(1) veya I(0) olmasının herhangi bir önemi bulunmamaktadır (Shahbaz vd., 2013, s. 12). Ancak önemli bir kısıt olarak modelde yer alan değişkenlerden herhangi birinin I(2) olmaması gerektiği söylenebilir (Akçay, 2022, s. 41). Gupta versiyonunda Türkiye örneği için oluşturulan ana model için kısıtsız hata düzeltme modeli (UECM) aşağıda denklem 1’de verilmiştir. Alt dönemlere ilişkin analizler, ana model dikkate alınarak uyarlanmıştır.

$$\Delta G/P_t = \vartheta_0 + \sum_{i=1}^k \vartheta_i \Delta G/P_{t-i} + \sum_{j=0}^l \vartheta_j \Delta Y/P_{t-j} + \delta_1 G/P_{t-1} + \delta_2 Y/P_{t-1} + \varepsilon_i \quad (1)$$

Denklem 1’de yer alan “Y/P” kişi başına düşen reel GSYİH’yi, “G/P” kişi başına düşen reel kamu harcamalarını, “ Δ ” birinci farkı, “ ε_i ” hata terimini, “ ϑ_0 ” sabit terimi, “ ϑ_i ” ve “ ϑ_j ” kısa dönem katsayıları, “ δ_1 ” ve “ δ_2 ” uzun dönem katsayıları göstermektedir. Katsayıların optimum gecikme uzunluklarının diğer bir ifadeyle “k” ve “l” nin belirlenmesinde Akaike bilgi kriterleri (AIC) dikkate alınmıştır. Verilerin yıllık olmasından dolayı maksimum gecikme uzunluğu 2 (iki) olarak seçilmiştir. Eşbütünleşmenin varlığı $F_{OVERALL}$, t_{DV} ve F_{DV} sınır testleri ile tespit edilmiştir. Hem bağımlı değişkenin hem de bağımsız değişkenlerin gecikmeli değerlerini dikkate alan $F_{OVERALL}$ testinin boş ve alternatif hipotezleri şu şekildedir: $H_0: \delta_1 = \delta_2 = 0$ ve $H_A: \delta_1 \neq \delta_2 \neq 0$. Öte yandan yalnızca bağımlı değişkenin gecikmeli değerini dikkate alan t_{DV} testinin boş ve alternatif hipotezleri ise şu şekildedir: $H_0: \delta_1 = 0$ ve $H_A: \delta_1 \neq 0$. Bu testlerin sınır testi istatistikleri sırasıyla, Pesaran vd. (2001) tarafından ve sınırlı bir örneklem için Narayan (2005) tarafından hesaplanan alt ve üst sınır kritik değerlerle karşılaştırılmıştır.

ARDL prosedürünün sınırlı sayıda gözlem için ve farklı durağanlık seviyelerine sahip değişkenler içeren modeller için bile tutarlı sonuçlar sağlaması bu yaklaşımı araştırmacılar

arasında popüler hale getirmiştir (Narayan ve Smyth, 2005, s. 1109). Ancak Peseran vd. (2001) bu testin yanıltıcı sonuçlar vermemesi için bazı varsayımlarda bulunmaktadır. Bu varsayımlar, bağımlı değişkenin I(1) olduğu, bağımsız değişkenlerin dışsal olduğu ve dejenere durumların olmadığı şeklinde özetlenebilir. McNown vd. (2018) ve Sam vd. (2019) de benzer yönlerin altını çizmiştir. McNown vd. (2018) dejenere Case#2 olarak vurguladıkları “dejenere gecikmeli bağımlı değişken” durumu, bağımlı değişkenin gecikmeli düzeyinin anlamsız, bağımsız değişkenlerin gecikmeli değerlerinin anlamlı olduğu durumu ifade etmektedir. Çalışmada t_{DV} testi uygulanarak bu sorun çözülmüştür. McNown vd. (2018) tarafından dejenere Case#1 olarak vurgulanan "dejenere gecikmeli bağımsız değişken" sorunu, bağımsız değişken(ler)in gecikmeli değerlerinin önemsiz olduğu durumu ifade etmektedir. Case#1'in üstesinden gelebilmek için bağımlı değişken I(1) olmalıdır. Bağımlı değişkenin birim kök testlerinin çelişkili sonuçlar verdiği ya da bağımlı değişkenin I(0) olduğu durumlarda McNown vd.'nin (2018) bootstrap ARDL, Sam vd.'nin (2019) ise augmented ARDL prosedürü olarak adlandırdığı bir yaklaşım ortaya çıkmıştır. Bu araştırmacılar, eşbütünleşmeye karar vermede daha belirgin sonuçlar veren (F_{IDV}) üçüncü bir test önermişlerdir. Bu testin boş ve alternatif hipotezleri ise şu şekildedir: $H_0: \delta_2 = 0$, ve $H_A: \delta_2 \neq 0$. F_{IDV} sınır testi istatistikleri Sam vd. (2019) tarafından hesaplanan kritik değerlerle karşılaştırılmıştır. Elde edilen test istatistikleri, üst sınır kritik değerlerden mutlak değer olarak büyükse, bu testlerin boş hipotezleri reddedilir. Bu sonuç değişkenlerin uzun dönemde birlikte hareket ettiği anlamına gelmektedir. Uzun dönem katsayılarının hesaplanmasının ardından kısa dönem katsayılar ve ECT katsayısı hata düzeltme modeli (ECM) ile tahmin edilmektedir. ECM modeli aşağıda denklem 2’de gösterilmiştir.

$$\Delta G/P_t = \gamma_0 + \sum_{i=1}^k \gamma_i \Delta G/P_{t-i} + \sum_{j=0}^l \gamma_j \Delta Y/P_{t-j} + \tau ECT_{t-1} + \mu_i \quad (2)$$

Denklem 2’de yer alan “ Δ ” birinci farkı, “Y/P” kişi başına düşen reel GSYİH’yi, “G/P” kişi başına düşen reel kamu harcamalarını, “ μ_i ” hata terimini, “k” ve “l” gecikme uzunluklarını, “ γ_0 ” sabiti, “ γ_i ” ve “ γ_j ” kısa dönem katsayıları, ECT_{t-1} hata düzeltme terimini ve “ τ ” kısa vadede oluşabilecek dengesizliğin uzun vadede ne kadarının düzeleceğini göstermektedir. ECT katsayısının negatif ve olasılık değerinin 0,05’ten küçük olması beklenmektedir.

Son olarak değişkenler arasında nedensellik ilişkilerinin tespitinde uygulanacak olan Toda ve Yamamoto (1995) Granger nedensellik analizi prosedürü için ilk adım, uygun gecikme uzunluğunun tespit edilmesidir. Ardından bu gecikme uzunluğuna maksimum bütünleşme derecesi ilave edilerek VAR modeli tahmin edilmektedir. Çalışma kapsamında oluşturulan VAR modeli şu şekilde ifade edilebilir:

$$G/P_t = \gamma_0 + \sum_{i=1}^{k+d_{max}} \gamma_{1i} G/P_{t-i} + \sum_{i=1}^{k+d_{max}} \vartheta_{1i} Y/P_{t-i} + \mu_{1t} \quad (3)$$

Kişi başına düşen kamu harcamalarının bağımlı değişken olduğu denklem 3’ün boş hipotezine göre kişi başına düşen gelirden kişi başına düşen kamu harcamalarına doğru herhangi bir nedensellik ilişkisi yoktur.

$$Y/P_t = \gamma_0 + \sum_{i=1}^{k+d_{max}} \gamma_{2i} Y/P_{t-i} + \sum_{i=1}^{k+d_{max}} \vartheta_{2i} G/P_{t-i} + \mu_{2t} \quad (4)$$

Kişi başına düşen gelirin bağımlı değişken olduğu denklem 4’ün boş hipotezine göre kişi başına düşen kamu harcamalarından kişi başına düşen gelire doğru herhangi bir nedensellik ilişkisi yoktur. Bu formülasyonlar her bir alt dönem için ayrı ayrı uygulanacaktır.

3. Veri Seti ve Model

Bu çalışma diğer çalışmalardan farklı olarak literatürde Gupta versiyonu olarak anılan kamu harcamalarıyla ekonomik büyüme arasındaki ilişkiyi 98 yıllık gibi uzun bir dönemi ele alarak Türkiye örneğinde incelemektedir. Böylesine uzun bir dönemin hem bir bütün olarak hem de Türkiye'nin tecrübe ettiği önemli yapısal kırılmaları da dikkate alarak zaman ayrıştırması yoluyla alt dönemler bağlamında ele alması çalışmanın bir diğer önemli yönünü oluşturmaktadır. Bu kapsamda 1924-2021, 1924-1954, 1955-1984, 1985-2021 dönemlerine ilişkin 4 model oluşturulmuş ve değişkenler GSYİH deflatörüyle reelleştirilmiştir. Değişkenlerin uç değerlerini yakınsamak amacıyla değişkenler analizlere logaritmik formda dahil edilmiştir. Ayrıca çalışmada yıllık veriler kullanılmıştır. Kamu harcamalarına (G) ilişkin veriler Hazine ve Maliye Bakanlığında (HMB, 2023), nüfus (P) ve GSYİH (Y) değişkenine ilişkin veriler ise Türkiye İstatistik Kurumundan (TÜİK, 2023) derlenmiştir.

Analiz kapsamında öncelikle oluşturulan modellerde kullanılan değişkenlere ilişkin tanımlayıcı istatistik değerleri aşağıda Tablo 2'de sunulmuştur. Değişkenlerdeki oynaklığı temsil eden en yüksek standart sapma değeri en geniş zaman aralığını kapsayan 1924-2021 dönemine ilişkindir. En düşük standart sapma değeri ise 1924-1954 dönemine aittir. Çarpıklık değerinin 0 (sıfır) ve basıklık değerinin 3 (üç) olması değişkenlerin normal dağılıma uygun olduğunu gösterecektir. Çalışmada kullanılan değişkenlerin çarpıklık değerleri -0,75 ile 0,70 arasında değişmektedir. 1985-2021 dönemine ilişkin olan değişkenlerin dağılımı negatif yani sola çarpık iken diğer zaman dilimindeki değerlerin dağılımı ise pozitif yani sağa çarpıktır. Değişkenlerin basıklık değerleri 1,58 ile 2,45 arasında değişmektedir. Dolayısıyla değişkenlerin tamamı farklı zaman dilimleri için normal dağılıma göre daha düzdür. Jarque-Bera testi sonuçlarına göre, 1924-1954 dönemi için değişkenlerin normal dağılmadığı geriye kalan tüm alt dönemlerde ise serilerin normal dağılıma uygun olduğu açıktır.

Tablo 2. Tanımlayıcı istatistikler

	G/P	Y/P	G/P	Y/P	G/P	Y/P	G/P	Y/P
	1924-2021	1924-2021	1924-1954	1924-1954	1955-1984	1955-1984	1985-2021	1985-2021
Ortalama	-3.2601	-1.6384	-10.294	-8.5754	-6.6047	-4.9126	5.3450	6.8286
Medyan	-6.6024	-4.8719	-10.519	-8.8992	-7.1163	-5.2654	7.4821	8.6945
Maksimum	9.6762	11.185	-9.0324	-7.2993	-2.8420	-1.2047	9.6762	11.185
Minimum	-11.504	-9.5095	-11.504	-9.5095	-8.9521	-7.2005	-2.3954	-0.7081
Std. hata.	7.3762	7.2515	0.7851	0.74597	1.8034	1.7442	3.9288	3.8365
Çarpıklık	0.5984	0.5983	0.4346	0.4426	0.6668	0.6990	-0.7503	-0.6970
Basıklık	1.7656	1.7729	1.6298	1.5817	2.3767	2.4484	2.0567	1.9883
Jarque-Bera	12.070	11.995	3.4009	3.6102	2.7086	2.8233	4.8437	4.5734
Olasılık	0.0024	0.0025	0.1826	0.1645	0.2581	0.2437	0.0888	0.1016
Gözlem	98	98	31	31	30	30	37	37

Gupta modeli, kamu harcamaları ile ekonomik büyüme arasındaki ilişkide nüfusu dikkate almakta olup aşağıda denklem 5'te sunulmuştur.

$$G/P = \alpha + \beta(Y/P) \quad (5)$$

Bu modelin geçerli olabilmesi için bağımsız değişken olan kişi başına düşen gelir değişkeninin katsayısını ifade eden β değerinin 1'den büyük olması gerekir.

4. Bulgular ve Tartışma

Değişkenlerin durağanlık seviyelerinin belirlenmesinde ilk olarak literatürde sıklıkla kullanılan ve geleneksel birim kök sınama yöntemi olarak tanımlanabilecek Phillips ve Perron (1988)-PP birim kök testi uygulanmıştır. Bu testin boş hipotezi "serilerin durağan olmadığı ve birim kök içerdiği" şeklindedir. Tablo 3'te yer alan PP testi sonuçlarına göre tüm değişkenlerin birinci farkında durağan olduğu belki de daha önemlisi değişkenler arasındaki ikinci farkında durağan olan herhangi bir değişkenin olmadığı tespit edilmiştir.

Elde edilen sonuçların sağlamlığını tespit edilebilmek için ikinci olarak, yapısal kırılmaları dikkate alan Lee ve Strazicich (2003)-LS birim kök testi uygulanmıştır. Tablo 4'te yer alan LS testine göre PP testine benzer şekilde değişkenler arasında I(2) olan herhangi bir değişken bulunmamaktadır. Ancak PP testinden farklı olarak, Türkiye ekonomisinin tecrübe ettiği yapısal kırılmalar dikkate alındığında değişkenlerin farklı seviyelerde I(1)/I(0) durağan olduğu tespit edilmiştir. Değişkenlerin farklı seviyelerde durağan olması ve bazı dönemler için bağımlı değişkenin I(0) olması nedeniyle eşbütünlüşme ilişkisinin tespitinde geleneksel eşbütünlüşme yaklaşımlarından ziyade A-ARDL yaklaşımı tercih edilmiştir.

Tablo 3. PP test sonuçları

PP		Düzeyde							
		G/P		Y/P		G/P		Y/P	
		1924-2021	1924-2021	1924-1954	1924-1954	1955-1984	1955-1984	1985-2021	1985-2021
Sabitli	t-istatistik	1.2636	1.4525	-0.8032	-0.2982	4.1156	5.3101	-2.9598	-3.0789
	olasılık	0.9984	0.9991	0.8038	0.9139	1.0000	1.0000	0.0485 ^b	0.0372 ^b
Sabitli & Trendli	t-istatistik	-1.6782	-1.8593	-3.1231	-1.5951	-0.0699	0.5951	-0.5369	-0.5056
	olasılık	0.7535	0.6678	0.1193	0.7710	0.9930	0.9991	0.9769	0.9786
Sabitli & Trendsiz	t-istatistik	-0.7948	-0.1824	-2.6083 ^b	-1.6909 ^c	-3.1199 ^a	-2.7707 ^a	0.8706	1.4168
	olasılık	0.3693	0.6180	0.0109	0.0855	0.0030	0.0073	0.8932	0.9583
		Birinci farklarda							
		ΔG/P		ΔY/P		ΔG/P		ΔY/P	
		1924-2021	1924-2021	1924-1954	1924-1954	1955-1984	1955-1984	1985-2021	1985-2021
Sabitli	t-istatistik	-8.7938 ^a	-6.3486 ^a	-9.8646 ^a	-4.6526 ^a	-5.2030 ^a	-3.5772 ^b	-2.8726 ^c	-3.9177 ^a
	olasılık	0.0000	0.0000	0.0000	0.0009	0.0002	0.0130	0.0588	0.0048
Sabitli & Trendli	t-istatistik	-9.4396 ^a	-7.0964 ^a	-9.8097 ^a	-4.6901 ^a	-6.5583 ^a	-4.3676 ^a	-4.3566 ^a	-5.4037 ^a
	olasılık	0.0000	0.0000	0.0000	0.0041	0.0000	0.0091	0.0076	0.0005
Sabitli & Trendsiz	t-istatistik	-6.0482 ^a	-3.8999 ^a	-7.6358 ^a	-4.4647 ^a	-2.5147 ^b	-1.5326	-1.3883	-1.8824 ^c
	olasılık	0.0000	0.0002	0.0000	0.0001	0.0139	0.1156	0.1505	0.0578
Karar		I(1)	I(1)	I(1)	I(1)	I(1)	I(1)	I(1)	I(1)

Notlar: “(c) %10”; “(b) %5”; “(a) %1 önem seviyesini gösterir ve bu açıklamalar Tablo 4-5-6-7 için de geçerlidir. Birim kök testleri, SIC (Schwartz bilgi kriterleri) dikkate alınarak uygulanmıştır.

Tablo 4. LS test sonuçları

Dönemler		Düzeyde				Birinci Farklarda		Karar
		Kırılma Yılları		t-istatistik	Kırılma Yılları		t-istatistik	
G/P	1924-2021	1977	1983	-2.229947	1943	2003	-7.232762 ^a	I(1)
		Y/P	1931	1982	-1.723968	1979	1999	-6.287622 ^a
G/P	1924-1954	1930	1943	-4.610146 ^a	-	-	-	I(0)
		Y/P	1943	1945	-2.693332	1930	1940	-4.785111 ^a
G/P	1955-1984	1961	1976	-1.508931	1964	1983	-4.084621 ^a	I(1)
		Y/P	1969	1976	-2.023879	1961	1978	-4.449177 ^a
G/P	1985-2021	1993	2006	-4.602411 ^a	-	-	-	I(0)
		Y/P	2000	2007	-3.748288 ^b	-	-	-

A-ARDL analiz yöntemini uygulamak için öncelikle maksimum gecikme uzunluğu belirlenmelidir. Verilerin yıllık olmasının yanında zaman ayrıştırması ile modelin sağlamlığının test edilmek istenmesi alt dönemler için gözlem sayısını kısıtladığından maksimum gecikme uzunluğu 2 (iki) olarak seçilmiştir. Daha sonra değişkenler arasındaki olası eşbütünlüşme ilişkisini belirlemek için $F_{OVERALL}$, t_{DV} ve F_{IDV} testleri uygulanmış ve sonuçlar Tablo 5'te gösterilmiştir.

Ana model olarak nitelendirilen 1924-2021 dönemi için Tablo 5'te gösterilen $F_{OVERALL}$ istatistik değeri 11,87'dir. Ayrıca t_{DV} istatistiksel değeri -4,87'dir. Hem $F_{OVERALL}$ hem de t_{DV} test sonuçlarına göre değişkenler arasında eşbütünlüşme olmadığını ifade eden H_0 hipotezi reddedilir. Eşbütünlüşmeye karar vermede daha belirgin sonuçlar elde etmek için Sam vd. (2019) tarafından önerilen F_{IDV} testi, üçüncü test olarak uygulanmıştır. F_{IDV} istatistik değeri 23,74'tür. Uygulanan bu üç testin ortak sonucu, değişkenler arasında güçlü bir eşbütünlüşme ilişkisi vardır. Öte yandan zaman ayrıştırması yoluyla ayrı ayrı hesaplanan 1924-1954, 1955-1984 ve 1985-2021 dönemleri için de benzer sonuçlar elde edilmiştir. Bu bulgular, kişi başına

düşen kamu harcamasıyla kişi başına düşen GSYİH değişkenlerinin uzun dönemde doğrusal olarak birlikte hareket ettiği şeklinde yorumlanabilir.

Tablo 5. A-ARDL sınır testi sonuçları

(1924-2021) $f(G/P Y/P)$ ARDL (1,1) k:1 m:2 n=97							(1924-1954) $f(G/P Y/P)$ ARDL (1,0) k:1 m:2 n=30						
F_{PSS}	11.86887 ^a						F_{PSS}	14.25498 ^a					
t_{BDM}	-4.871678 ^a						t_{BDM}	-5.026840 ^a					
F_{IDV}	23.73509 ^a						F_{IDV}	28.38723 ^a					
	Pesaran vd. (2001)		Narayan (2005)		Sam vd. (2019)			Pesaran vd. (2001)		Narayan (2005)		Sam vd. (2019)	
	I(0)	I(1)	I(0)	I(1)	I(0)	I(1)	I(0)	I(1)	I(0)	I(1)	I(0)	I(1)	
10%	4.14	4.90	-2.57	-2.91	2.80	5.24	4.29	5.08	-2.57	-2.91	2.85	5.31	
5%	5.06	5.93	-2.86	-3.22	3.98	7.09	5.40	6.35	-2.86	-3.22	4.19	7.42	
1%	7.10	8.26	-3.43	-3.82	6.98	11.49	8.17	9.29	-3.43	-3.82	7.48	12.31	
(1955-1984) $f(G/P Y/P)$ ARDL (1,0) k:1 m:2 n=30							(1985-2021) $f(G/P Y/P)$ ARDL (2,1) k:1 m:2 n=37						
F_{PSS}	13.69136 ^a						F_{PSS}	5.429791 ^b					
t_{BDM}	-3.768818 ^b						t_{BDM}	-3.245026 ^b					
F_{IDV}	16.61867 ^a						F_{IDV}	10.39441 ^a					
	Pesaran vd. (2001)		Narayan (2005)		Sam vd. (2019)			Pesaran vd. (2001)		Narayan (2005)		Sam vd. (2019)	
	I(0)	I(1)	I(0)	I(1)	I(0)	I(1)	I(0)	I(1)	I(0)	I(1)	I(0)	I(1)	
10%	4.29	5.08	-2.57	-2.91	2.85	5.31	4.23	5.05	-2.57	-2.91	2.84	5.37	
5%	5.40	6.35	-2.86	-3.22	4.19	7.42	5.29	6.18	-2.86	-3.22	4.10	7.41	
1%	8.17	9.29	-3.43	-3.82	7.48	12.31	7.87	8.96	-3.43	-3.82	7.43	12.40	

Notlar: Modellerin tahmini Case #III'e göre yapılmıştır. k: bağımsız değişken sayısını; m: gecikme uzunluğunu; n: gözlem sayısını göstermektedir.

Aşağıda yer alan Tablo 6, 1924-2021 ana modelinin yanında 1924-1954, 1955-1984 ve 1985-2021 alt dönemlerine ilişkin diagnostik test sonuçlarıyla kısa ve uzun dönem katsayı sonuçlarını göstermektedir. Tablo 6 panel A uzun dönem katsayılarını göstermektedir. Tüm modellerde bağımsız değişken olarak yer alan kişi başına düşen GSYİH değişkeninin uzun dönem katsayı değerleri pozitif olmasının yanında 1'den de büyüktür. Ayrıca %1 önem seviyesinde istatistiksel olarak anlamlıdır. Bu sonuç, kişi başına düşen GSYİH'de meydana gelecek %1'lik bir artışın kişi başına düşen kamu harcamalarını kendisinden daha fazla arttırdığı şeklinde yorumlanabilir. Böylece, Gupta versiyonu için oluşturulan modelin geçerliliğinde önemli bir kıstas olan β katsayı değerlerinin 1'den büyük olması, Wagner kanununun Türkiye için geçerli olduğunu ampirik olarak kanıtlamaktadır.

Tablo 6. A-ARDL tahmin sonuçları

	1924-2021		1924-1954		1955-1984		1985-2021	
A)Uzun Dönem	Katsayı	Olasılık	Katsayı	Olasılık	Katsayı	Olasılık	Katsayı	Olasılık
G/P	1.0169 ^a	0.0000	1.0648 ^a	0.0000	1.0689 ^a	0.0000	1.0364 ^a	0.0000
B)Kısa Dönem	Katsayı	Olasılık	Katsayı	Olasılık	Katsayı	Olasılık	Katsayı	Olasılık
C	-0.6084 ^a	0.0000	-0.5187 ^a	0.0002	-0.6363 ^a	0.0006	-0.8152 ^a	0.0021
$\Delta G/P_{t-1}$	-	-	-	-	-	-	0.2792 ^a	0.0002
$\Delta(Y/P)$	0.9198 ^a	0.0000	-	-	-	-	0.9462 ^a	0.0000
DUMMY ₁₉₆₂	-0.2592 ^c	0.0622	-	-	-0.2131	0.1071	-	-
DUMMY ₁₉₄₅	-	-	-0.6246 ^a	0.0010	-	-	-	-
DUMMY ₂₀₀₈	-	-	-	-	-	-	-0.0118	0.8919
ECT _{t-1}	-0.3985 ^a	0.0000	-0.5032 ^a	0.0000	-0.5458 ^a	0.0000	-0.4309 ^a	0.0021
C)Diagnostik	Test değeri	Olasılık	Test değeri	Olasılık	Test değeri	Olasılık	Test değeri	Olasılık
χ^2_{SC}	1.4445	0.4857	3.215336	0.2004	1.0147	0.6021	1.4245	0.4905
χ^2_{FF}	0.6832	0.4106	3.471575	0.0742	0.2618	0.6134	4.9480	0.0338
$\chi^2_{NORM(J-B)}$	1.1928	0.5508	0.824985	0.6620	0.0930	0.9546	0.2284	0.8921
$\chi^2_{HET(BPG)}$	7.2026	0.1256	6.301304	0.0978	1.3714	0.7123	6.5676	0.2548
CUSUM	Stable	-	Stable	-	Stable	-	Stable	-
CUSUM Sq.	Stable	-	Stable	-	Stable	-	Stable	-

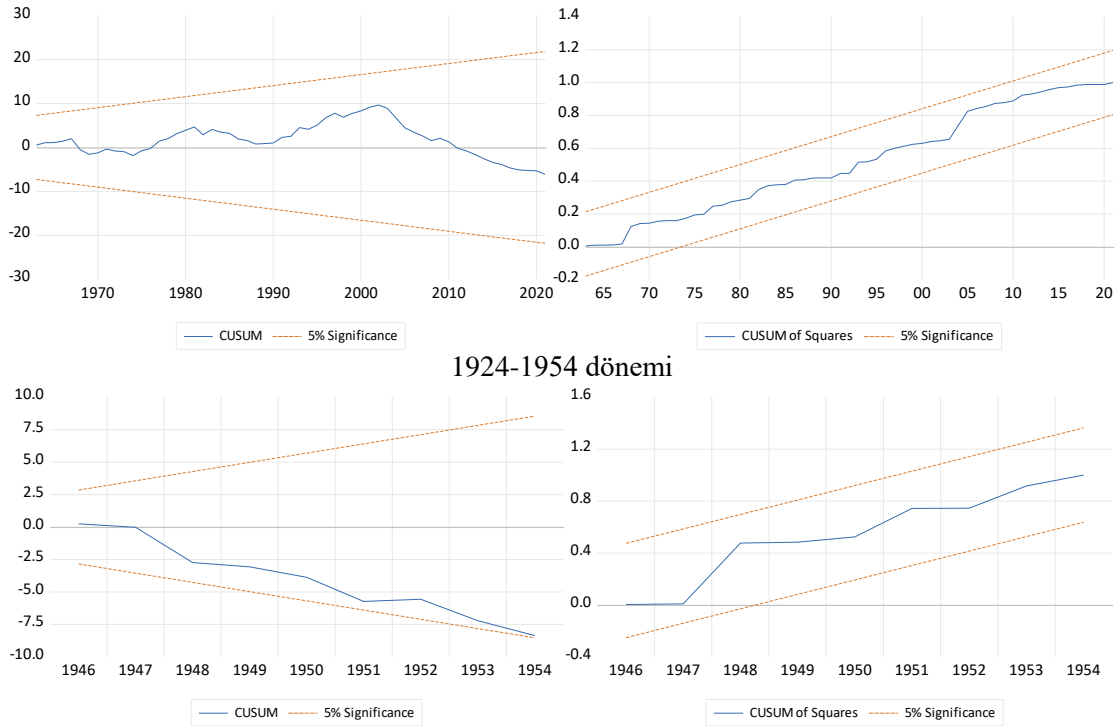
Tablo 6 panel B ise kısa dönem katsayılarını göstermektedir. Beklenildiği gibi tüm modellerin hata düzeltme terimi katsayıları negatif ve istatistiksel olarak anlamlıdır. Bu sonuç

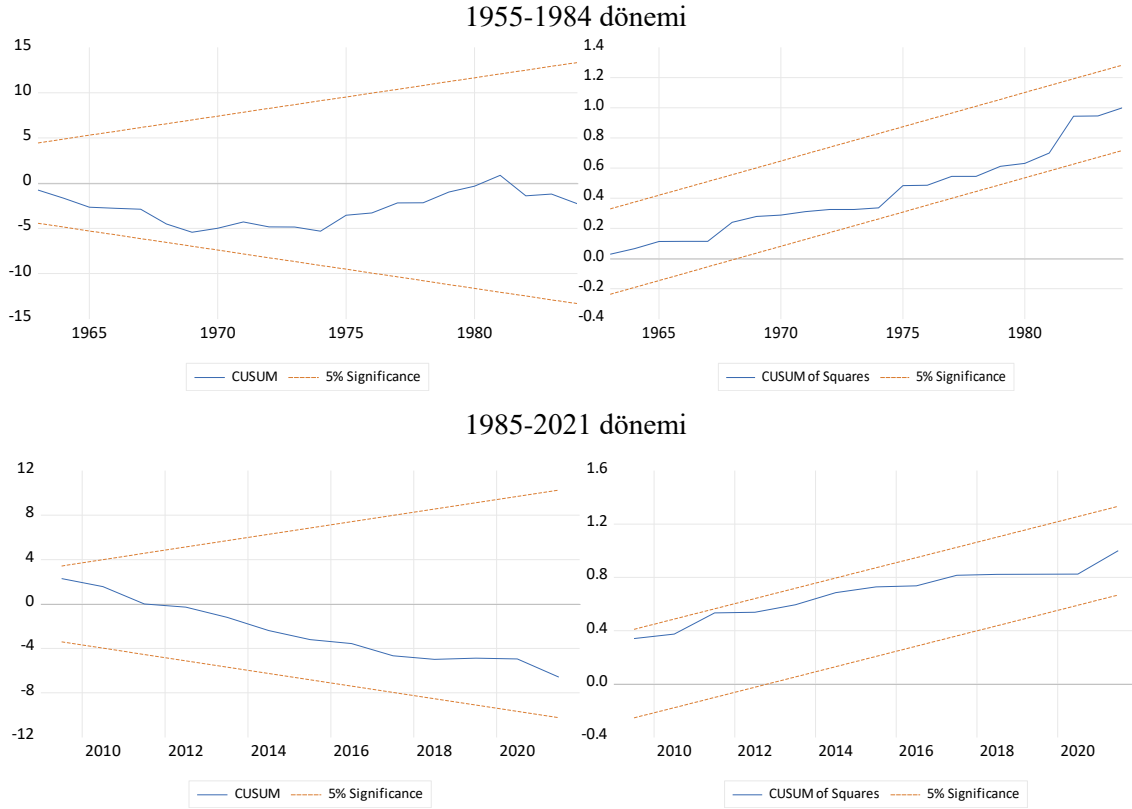
kısa dönemde ortaya çıkacak bir şokun uzun dönemde dengeye yakınsanacağını ortaya koymaktadır. Bu dengeye yakınsanma süresi 1924-2021 dönemi için yaklaşık 2 yıl 6 ay (1/0,39), 1924-1954 dönemi için yaklaşık 2 yıl (1/0,50), 1955-1984 dönemi için yaklaşık 1 yıl 8 ay (1/0,54) ve 1985-2021 dönemi için yaklaşık 2 yıl 3 ay (1/0,43) gibi bir zaman dilimini kapsamaktadır.

1924-2021 dönemi için modele dahil edilen kukla değişken (1962 yılı) negatif ve istatistiki olarak anlamlı iken 1955-1984 dönemi için anlamsızdır. Benzer şekilde 1955-1984 dönemi için modele dahil edilen kukla değişken (1945 yılı) negatif ve istatistiki olarak anlamlı iken 1985-2021 dönemi için modele dahil edilen kukla değişken (2008 yılı) ise anlamsızdır. Kısa dönem katsayılar işaret yönü açısından uzun dönemle benzerlik göstermekle birlikte etki büyüklüğü açısından daha zayıf olduğu söylenebilir.

Tablo 6 panel C ise diagnostik test sonuçlarını göstermektedir. Tüm modeller için herhangi bir otokorelasyon, değişen varyans, fonksiyonel form sorunu olmamakla birlikte modeller normal dağılım sergilemektedir. Ayrıca Şekil 2’de sunulan CUSUM ve CUSUMSQ istatistikleri %5 anlamlılık düzeyinde kritik sınırı aşmamaktadır. Bu sonuçlar, A-ARDL modelinde yer alan parametrelerin kararlı olduğunu göstermektedir. Dolayısıyla diagnostik test sonuçlarının tamamı dikkate alındığında elde edilen bulgular güvenilirdir.

Şekil 2. CUSUM ve CUSUMQ grafikleri
1924-2021 dönemi





A-ARDL sınır testi sonuçlarına göre tüm dönemler için kişi başına düşen kamu harcamasıyla kişi başına düşen GSYİH değişkenleri arasında uzun dönemli bir ilişkinin olduğu tespit edilmiştir. Ancak bu sonuç, ilişkinin yönü hakkında bir fikir vermemektedir. İlişkinin yönünün tespitinde modelde yer alan değişkenlerin aynı seviyede durağan olmamasından dolayı Toda-Yamamoto (T-Y) nedensellik testi tercih edilmiştir. Bu test için birinci adım en uygun gecikme uzunluğunun belirlenmesidir. En uygun gecikme uzunluğu en uzun gözlemi kapsayan 1924-2021 dönemi için 4 (dört), en güncel gözlemi kapsayan 1985-2021 dönemi için 3 (üç) olarak belirlenmiştir. Diğer dönemler için 1 (bir) olarak tespit edilmiştir. Birim kök testi sonuçlarına göre serilerin en yüksek entegre olma derecesi $d_{max}=1$ olduğundan nedensellik testinde gerekli olan $k+d_{max}$ seviyesinin 1924-2021 dönemi için 5 (beş), 1985-2021 dönemi için 4 (dört), diğer dönemler için 2 (iki) olduğu sonucuna ulaşılmıştır. Bu hususları dikkate alarak elde edilen sonuçlar aşağıda Tablo 7’de sunulmuştur.

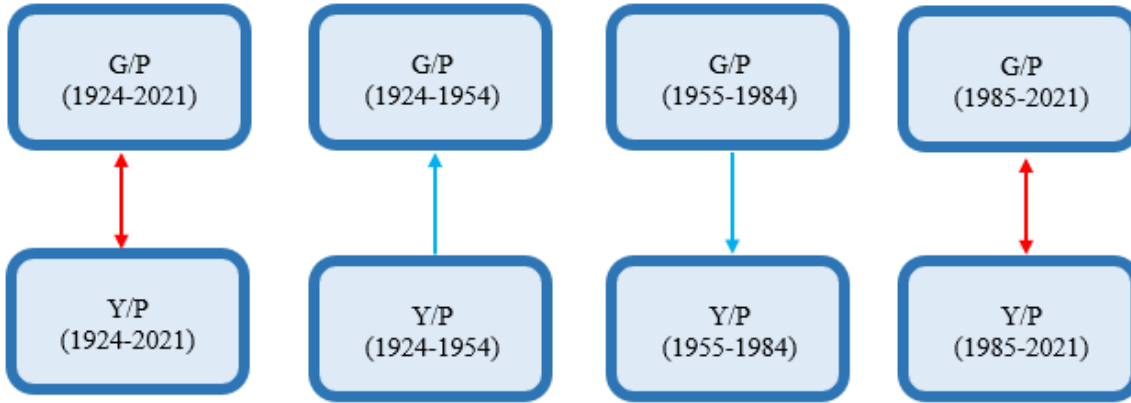
Tablo 7. Toda-Yamamoto nedensellik testi sonuçları

(1924-2021) dönemi için H_0	$k+d_{max}$	Wald istatistiği	p değeri	Karar	Nedenselliğin yönü
$Y/P \nrightarrow G/P$	$4+1=5$	20.7785 ^a	0,0003	H_0 Ret.	$Y/P \leftrightarrow G/P$
$G/P \nrightarrow Y/P$	$4+1=5$	17.5147 ^a	0,0015	H_0 Ret.	
(1924-1954) dönemi için H_0	$k+d_{max}$	Wald istatistiği	p değeri	Karar	Nedenselliğin yönü
$Y/P \nrightarrow G/P$	$1+1=2$	13.5925 ^a	0,0003	H_0 Ret	$Y/P \rightarrow G/P$
$G/P \nrightarrow Y/P$	$1+1=2$	2.46036	0,1167	H_0 Kabul	$G/P \nrightarrow Y/P$
(1955-1984) dönemi için H_0	$k+d_{max}$	Wald istatistiği	p değeri	Karar	Nedenselliğin yönü
$Y/P \nrightarrow G/P$	$1+1=2$	0.72675	0,3939	H_0 Kabul	$Y/P \nrightarrow G/P$
$G/P \nrightarrow Y/P$	$1+1=2$	5.04503 ^b	0,0247	H_0 Ret	$G/P \Rightarrow Y/P$
(1985-2021) dönemi için H_0	$k+d_{max}$	Wald istatistiği	p değeri	Karar	Nedenselliğin yönü
$Y/P \nrightarrow G/P$	$3+1=4$	6.39026 ^c	0,0940	H_0 Ret.	$Y/P \leftrightarrow G/P$
$G/P \nrightarrow Y/P$	$3+1=4$	13.0530 ^a	0,0045	H_0 Ret.	

1924-2021 dönemine ilişkin T-Y Granger nedensellik testine göre, kişi başına düşen kamu harcaması ile kişi başına düşen gelir arasında nedensellik bulunmadığını ifade eden boş hipotezler %1 anlamlılık seviyesinde reddedilmiştir. Bu sonuç, kişi başına düşen kamu

harcaması ile gelir arasında çift yönlü bir nedensellik ilişkisi olduğunu göstermektedir. Başka bir deyişle, kişi başına düşen kamu harcaması, kişi başına düşen gelirin Granger nedeni iken kişi başına düşen gelir de kişi başına düşen kamu harcamasının Granger nedenidir ve aralarında bir geri besleme bulunmaktadır. Bu sonuç, kişi başına düşen gelir değişkeninin kısa ve uzun dönem istatistiksel olarak anlamlı ve güçlü olan katsayı değerlerini destekler niteliktedir. Benzer sonuçlar en güncel dönemi içeren 1985-2021 dönemi için de elde edilmiştir. Ancak 1924-1954 ve 1955-1984 dönemleri için birbiriyle çelişen sonuçlara ulaşılmıştır. 1924-1954 döneminde nedenselliğin yönü kişi başına düşen gelirden kişi başına düşen kamu harcamalarına doğruyken; 1955-1984 dönemi için nedenselliğin yönü kişi başına düşen kamu harcamalarından kişi başına düşen gelire doğrudur. T-Y Granger nedensellik testi sonuçlarının özet gösterimi aşağıda Şekil 2’de sunulmuştur.

Şekil 2. Nedensellik diyagramı



Şekil 2’de özeti gösterilen T-Y Granger nedensellik testi sonuçları, 1924-2021 döneminde hem Wagner kanununu hem de Keynesyen hipotezi desteklemektedir. Zaman ayrıştırması yapılan dönemlerden 1924-1954 döneminde yalnızca Wagner kanununu, 1955-1984 döneminde ise yalnızca Keynesyen hipotezi destekleyen bulgular elde edilmiştir. Son dönemde (1985-2021) ise 1924-2021 dönemine benzer şekilde hem Wagner kanununu hem de Keynesyen hipotezi destekleyen bulgulara ulaşılmıştır. T-Y Granger nedensellik testi sonuçları, sadece Keynesyen hipotezi destekleyen bulgulara ulaşılan 1955-1984 dönemi dışındaki tüm dönemlerde A-ARDL sınır testi sonuçlarını desteklemektedir.

Cumhuriyet tarihinin en uzun veri setini kullanarak yapılan bu çalışmadan elde edilen sonuçlar hem Wagner kanununu hem de Keynesyen hipotezi desteklemesi bakımından Türkiye için Şimşek (2004), Işık ve Alagöz (2005), Şahin ve Özenç (2007), Altunç (2011), Yaraşır Tülümce ve Zeren (2017), Sağdıç vd. (2020), Atgür’ün (2020) elde ettiği sonuçlarla bire bir örtüşmektedir. İnceledikleri dönemler itibarıyla her iki yaklaşımı da reddeden Demirbaş (1999), Bağdigen ve Çetintaş (2003) ve Başar vd. (2009) gibi çalışmalardan ise tamamen ayrışmaktadır. Bu çalışmadan elde edilen bulgular, uluslararası literatürde İyare ve Lorde (2004), Karagianni ve Pempetzoglou (2009), Abu-Eideh (2015) ve Bazán vd. (2022) gibi çalışmaların bulgularıyla örtüşürken; Singh ve Sahni (1984), Henrekson (1993), Burney (2002), Chimobi (2009) ve Konya ve Abdullaev’in (2018) elde ettiği bulgulardan ayrışmaktadır.

Sonuç ve Öneriler

Wagner’den (1883) bu yana kamu harcamaları ile ekonomik büyüme arasındaki ilişki literatürde pek çok araştırmacının odağında olup bu konuyu farklı ülke/ülke grupları için test eden birçok ampirik çalışma bulunmaktadır. Ancak Gupta (1967) versiyonu çerçevesinde Wagner kanununun geçerliliğini zaman ayrıştırması yaparak test eden bir çalışmaya rastlanmamıştır. Bu çalışma literatürdeki bu boşluğu doldurmak üzere tasarlanmıştır. Ayrıca bu çalışma, Wagner kanununu A-ARDL sınır testi yöntemiyle test ederek literatürdeki diğer çalışmalardan ayrışmaktadır. Türkiye örneklemini için 98 yıl gibi uzun bir zaman periyodunu

kapsaması ve elde edilen bulguların sağlamlığının sınanması adına zaman ayrıştırması yapılırken Türkiye ekonomisinin tecrübe ettiği önemli yapısal kırılmaların dikkate alınması çalışmanın bir diğer önemli yönünü oluşturmaktadır.

Wagner kanununda, kamu harcamaları hem mutlak hem de sürekli olarak artmaktadır. Ayrıca kamu harcamalarındaki artış, GSYİH'deki artıştan daha fazladır. Bunun sebebi, artan GSYİH ile beraber ekonomik ve sosyal alanlardaki ilerlemelerin devletin sunmuş olduğu kamu hizmetlerinin artmasına yönelik bir baskı oluşturmasıdır. Dolayısıyla gelir arttıkça kamu hizmetlerine olan talebin daha fazla artması, kamu hizmetlerine olan talebin gelir esnekliğinin 1'den büyük olmasını beraberinde getirmektedir. Bu çalışma kamu harcamalarındaki artışı zaman ayrıştırması yoluyla alt dönemler bağlamında ele aldığından ve kamu hizmetlerine olan talebin gelir esnekliği katsayısını ana dönem ve her bir alt dönem için 1'den büyük olarak tespit ettiğinden Wagner kanununu desteklemektedir. A-ARDL testi ile elde edilen bu sonuç, kamu harcamalarındaki artış üzerinde zamanın bir etkisinin olmadığını, artışın mutlak ve sürekli olduğunu göstermektedir.

A-ARDL testinin tamamlayıcısı olarak yapılan T-Y Granger nedensellik testi sonuçlarına göre; 1924-1954 döneminde nedenselliğin yönü gelirden kamu harcamalarına doğru iken 1955-1984 döneminde kamu harcamalarından gelire doğrudur. Bu sonuç, 1924-1954 döneminde Wagner kanununu desteklerken 1955-1984 döneminde Keynesyen hipotezi destekleyerek 1955-1984 döneminde Keynesyen politikaların benimsendiğine işaret eder. En geniş (1924-2021) ve en güncel (1985-2021) örneklem için nedenselliğin çift yönlü olması, ekonomik büyüme ve kamu harcamaları arasında bir geri besleme olduğunu göstermektedir. Yani, hem kamu harcamaları ekonomik büyümeyi arttırmakta hem de ekonomi büyüdükçe kamu harcamaları artmaktadır. Cumhuriyet tarihinin en uzun örnekleme kullanılarak elde edilen bu sonuçlar, politika yapıcıların kamu harcamalarını planlarken ekonomik büyüme ve toplumsal refah arasındaki dengeyi gözetmesini zorunlu kılmaktadır. Çünkü Türkiye, doğal kaynak zengini olmayan ve harcamalarının büyük bir kısmını vergilerle finanse eden bir ülkedir. Toplumun ortak ihtiyaçlarını karşılamak için bile olsa kamu harcamalarındaki verimliliğin ve denetimin artırılması kamu kaynaklarının etkin kullanımına katkı sağlayacaktır.

Bununla birlikte çalışmanın bazı sınırlılıkları mevcuttur. Bu sınırlılıklardan ilki elde edilen sonuçların yalnızca Türkiye örnekleminde geçerli olduğudur. Wagner kanununun çok farklı versiyonları bulunmaktadır. Çalışmanın konuyu yalnızca Gupta versiyonu çerçevesinde ele alması çalışmanın ikinci önemli kısıtını oluşturur. Ayrıca modelin orijinalliğine sadık kalınması adına modele herhangi bir kontrol değişkeni eklenmemiştir. Bu çalışma, Wagner kanununun diğer versiyonlarının da farklı ülke/ülke grupları ve dönemler itibarıyla zaman ayrıştırması yapılarak analiz edilebileceği yönünde gelecek çalışmalara yol göstermektedir.

Kaynakça

- Abbasov, J. A. and Aliyev, K. (2018). Testing Wagner's law and Keynesian hypothesis in selected Post-Soviet countries. *Acta Universitatis Agriculturae et Silviculturae Mendelianae Brunensis*, 66(5), 1227-1237.
- Abizadeh, S. ve Yousefi, M. (1988). An empirical re-examination of Wagner's law. *Economics Letters*, 26(2), 169-173. [https://doi.org/10.1016/0165-1765\(88\)90035-3](https://doi.org/10.1016/0165-1765(88)90035-3)
- Abu-Eideh, O. M. (2015). Causality between public expenditure and GDP growth in Palestine: An econometric analysis of Wagner's law. *Journal of Economics and Sustainable Development*, 6(2), 189-199.
- Afxentiou, P. C. ve Serletis, A. (1991). A time-series analysis of the relationship between government expenditure and GDP in Canada. *Public Finance Quarterly*, 19(3), 316-333. <https://doi.org/10.1177/109114219101900303>

- Ahuja, D. ve Pandit, D. (2020). Public expenditure and economic growth: Evidence from the developing countries. *FIIIB Business Review*, 9(3), 228-236. <https://doi.org/10.1177/2319714520938901>
- Akbulut, H. (2017). The Relationship between economic development and state spendings: The case of Turkey in 2007:1-2015:3 quarter. *Journal of Administrative Sciences*, 15(29): 9-23.
- Akçay, S. (2022). Remittances and income inequality in the Philippines. *Asian-Pacific Economic Literature*, 36(1), 30-47. <https://doi.org/10.1111/apel.12346>
- Akinlo, A. E. ve Jemiluyi, O. O. (2018). Government expenditure and economic growth nexus in Nigeria: Evidence from nonlinear ARDL and causality approaches. *Review of Innovation and Competitiveness*, 24(5), 346-350. <https://doi.org/10.32728/ric.2018.42/1>
- Al-Fawwaz, T. M. (2016). The impact of government expenditures on economic growth in Jordan (1980-2013). *International Business Research*, 9(1), 99-105.
- Altunç, Ö. F. (2011). Kamu harcamaları ve ekonomik büyüme ilişkisi: Türkiye'ye ilişkin ampirik kanıtlar. *Yönetim ve Ekonomi Dergisi*, 18(2), 145-157.
- Ansari, M. I., Gordon, D. V. ve Akuamoah, C. (1997). Keynes versus Wagner: Public expenditure and national income for three African countries. *Applied Economics*, 29(4), 543-550. <https://doi.org/10.1080/000368497327038>
- Arestis, P., Şen, H. ve Kaya, A. (2021). On the linkage between government expenditure and output: Empirics of the Keynesian view versus Wagner's law. *Economic Change and Restructuring*, 54(2), 265-303. <https://doi.org/10.1007/s10644-020-09284-7>
- Arısoy, İ. (2005). Wagner ve Keynes hipotezleri çerçevesinde Türkiye'de kamu harcamaları ve ekonomik büyüme ilişkisi. *Ç.Ü. Sosyal Bilimler Enstitüsü Dergisi*, 14(2), 63-80.
- Atgür, M. (2020). Kamu harcamalarının ekonomik büyüme üzerindeki etkisi: Wagner Yasası'nın ve Keynesyen Hipotez'in Türkiye'de geçerliliği üzerine bir inceleme. *Atatürk Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Dergisi*, 34(3), 895-915. <https://doi.org/10.16951/atauniiib.701686>
- Babatunde, M. A. (2011). A bound testing analysis of Wagner's law in Nigeria: 1970-2006. *Applied Economics*, 43(21), 2843-2850. <https://doi.org/10.1080/00036840903425012>
- Bagdıgen, M. ve Cetintas, H. (2003). Causality between public expenditure and economic growth: The Turkish case. *Journal of Economic and Social Research*, 6(1): 53-72.
- Balkı, A. ve Göksu, S. (2023). The relationship between public expenditures and economic growth in the scope of economic classification: The case of Turkey. *Panoeconomicus*. <https://doi.org/10.2298/PAN220925006B>
- 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. <https://doi.org/10.1080/00036846.2015.1071475>
- Barro, R. J. (1990). Government spending in a simple model of endogenous growth. *Journal of Political Economy*, 98(2), 103-125. <https://doi.org/10.1086/261726>
- Başar, S., Aksu, H., Temurlenk, M. 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.
- Bazán, C., Álvarez-Quiroz, V. J. ve Olivares, Y. M. (2022). Wagner's law vs. Keynesian hypothesis: Dynamic impacts. *Sustainability*, 14, 1-25. <https://doi.org/10.3390/su141610431>
- Bird, R. M. (1971). Wagner's law of expanding state activity. *Public finance = Finances publiques*, 26(1), 1-26.

- Buchanan, J. M. (1975). Public finance and public choice. *National Tax Journal*, 28(4), 383-394.
- Burney, N. A. (2002). Wagner's hypothesis: Evidence from Kuwait using cointegration tests. *Applied Economics*, 34(1), 49-57. <https://doi.org/10.1080/00036840010027540>
- Chimobi, O. P. (2009). Government expenditure and national income: A causality test for Nigeria. *European Journal of Economic and Political Studies*, 2(2), 1-12.
- Dahmani, M. D., Bendahmane, A. ve Chenini, M. (2021). Revisiting the validity of Wagner's law in Algeria during 1970-2018: New evidence from linear and nonlinear models. *Journal of Finance, Investment and Sustainable Development*, 6(2), 457-476.
- Demir, İ. C. ve Balkı, A. (2019). Türkiye'de Wagner Kanunu'nun sınanması: 1960-2016 dönemi analizi. *Vergi Raporu*, 234(3), 11-27.
- Demirbaş, S. (1999). Cointegration analysis-causality testing and Wagner's law: The case of Turkey, 1950-1990. *University of Leicester, School of Business Discussion Paper in Economics*, No: 99/3.
- Eğilmez, A. M. (2018). *Değişim sürecinde Türkiye: Osmanlı'dan Cumhuriyet'e sosyo-ekonomik bir değerlendirme*. İstanbul: Remzi Kitabevi.
- Engle, R. F. ve Granger, C. W. (1987). Co-integration and error correction: Representation, estimation, and testing. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 55(2), 251-276. <https://doi.org/10.2307/1913236>
- Gövdeli, T. (2019). Kamu harcamaları ve ekonomik büyüme: Türkiye'de Wagner ve Keynesyen hipotezin ampirik analizi. *Atatürk Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Dergisi*, 33(3), 995-1010.
- Gupta, S. P. (1967). Public expenditure and economic growth: A time series analysis. *Public Finance*, 22(4), 423-461.
- Gül, E. ve Yavuz, H. (2011). Türkiye'de kamu harcamaları ile ekonomik büyüme arasındaki nedensellik ilişkisi: 1963-2008 dönemi. *Maliye Dergisi*, 160, 72-85.
- Günaydin, İ. (2000). Türkiye için Wagner ve Keynes hipotezlerinin testi. *İktisat İşletme ve Finans Dergisi*, 175, 70-86.
- Gürdal, T., Aydın, M. ve İnal, V. (2021). The relationship between tax revenue, government expenditure, and economic growth in G7 countries: New evidence from time and frequency domain approaches. *Economic Change and Restructuring*, 54, 305-337. <https://doi.org/10.1007/s10644-020-09280-x>
- Henrekson, M. (1993). Wagner's law-a spurious relationship. *Public Finance*, 48(3), 406-415.
- HMB. (2023). Genel Yönetim Mali İstatistikleri. <https://muhasebat.hmb.gov.tr/genel-yonetim-mali-istatistiklerin> Erişim: 14.06.2023
- Huang, C-J. (2006). Government expenditures in China and Taiwan: Do they follow Wagner's law?. *Journal of Economic Development*, 31(2), 139-148.
- İslam, A. M. (2001). Wagner's law revisited: Cointegration and exogeneity tests for the USA. *Applied Economics*, 8(8), 509-515. <http://dx.doi.org/10.1080/13504850010018743>
- İşık, N. ve Alagöz, M. (2005). Kamu harcamaları ve büyüme arasındaki ilişki. *Erciyes Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*, 24, 63-75.
- İyare, S. O. ve Lorde, T. (2004). Co-integration, causality and Wagner's law: Tests for selected Caribbean countries. *Applied Economics Letters*, 11(13), 815-825. <https://doi.org/10.1080/1350485042000254881>

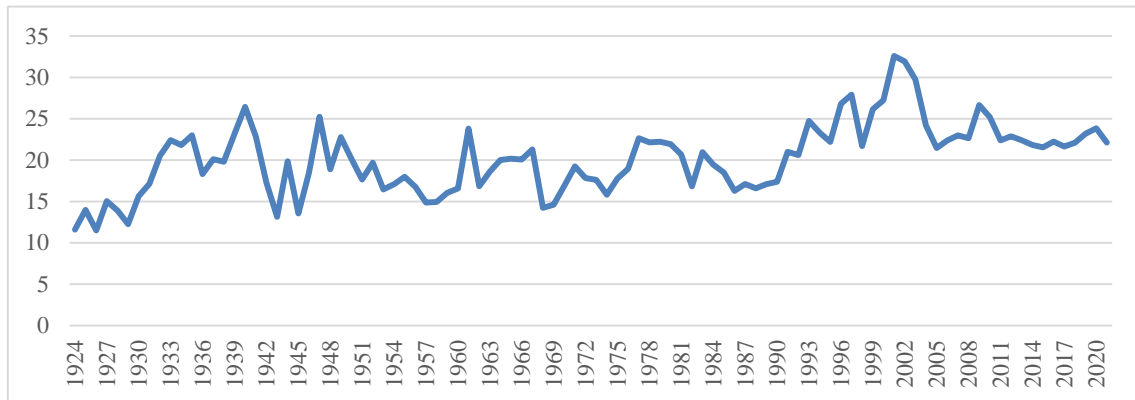
- İçen, H. (2021). Türkiye’de kamu harcamaları ve ekonomik büyüme arasındaki asimetrik ilişkinin analizi. *Doğuş Üniversitesi Dergisi*, 22(2), 1-18. <https://doi.org/10.31671/doujournal.972977>
- Johansen, S. ve Juselius, K. (1990). Maximum likelihood estimation and inference on cointegration-with appucations to the demand for money. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 52(2), 169-210. <https://doi.org/10.1111/j.1468-0084.1990.mp52002003.x>
- Kabaklarlı, E. ve Er, P. H. (2014). Türkiye’de kamu harcamalarının ekonomik büyümeye etkisinin sınır testi yaklaşımı ile analizi. *Maliye Dergisi*, 166, 268-285.
- Karabulut, Ş. (2020). Wagner ve Keynes hipotezinin geçerliliği: Türkiye örneği. *Süleyman Demirel Üniversitesi Vizyoner Dergisi*, 11, 150-168. <https://doi.org/10.21076/vizyoner.701710>
- Karagianni, S. ve Pempetzoglou, M. (2009). Evidence for non-linear causality between public spending and income in the European Union countries. *The Journal of Applied Business Research*, 25(1), 69-82. <https://doi.org/10.19030/jabr.v25i1.1049>
- Keynes, J. M. (1936). *The general theory of employment, interest and money*. London: Palgrave Macmillan.
- Kolçak, M., Kalabak, A. Y. ve Boran, H. (2015). Kamu harcamaları ve ekonomik büyüme arasındaki ilişki üzerine ampirik bir analiz: 1984-2014 Türkiye örneği. *EconWorld2015*, 18-20.
- Kolluri, B. R., Panik, M. J. ve Wahab, M. S. (2000). Government expenditure and economic growth: Evidence from G7 countries. *Applied Economics*, 32(8), 1059-1068. <https://doi.org/10.1080/000368400322110>
- Kónya, L. ve Abdullaev, B. (2018). An attempt to restore Wagner’s law of increasing state activity. *Empirical Economics*, 55(4), 1569-1583. <https://doi.org/10.1007/s00181-017-1339-x>
- Köksel Tan, B., Mert, M. ve Özdemir Z. A. (2010). Kamu yatırımları ve ekonomik büyüme ilişkisine bir bakış: Türkiye, 1969-2003. *Dokuz Eylül Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*, 25(1), 25-39.
- Kumar, S., Webber, D. J. ve Fargher, S. (2012). Wagner's law revisited: Cointegration and causality tests for New Zealand. *Applied Economics*, 44(5), 607-616. <https://doi.org/10.1080/00036846.2010.511994>
- Lamartina, S. ve Zaghini, A. (2008). Increasing public expenditures: Wagner's law in OECD countries. *Center for Financial Studies Working Paper*, No: 13.
- Lee, J. ve Strazicich, M. C. (2003). Minimum lagrange multiplier unit root test with two structural breaks. *Review of Economics and Statistics*, 85(4), 1082-1089. <https://doi.org/10.1162/003465303772815961>
- Loizides, J. ve Vamvoukas, G. (2005). Government expenditure and economic growth: Evidence from trivariate causality testing. *Journal of Applied Economics*, 8(1), 125-152. <https://doi.org/10.1080/15140326.2005.12040621>
- Lucas, R. E. Jr. (1988). On the mechanics of economic development. *Journal of Monetary Economics*, 22(1), 3-42. [https://doi.org/10.1016/0304-3932\(88\)90168-7](https://doi.org/10.1016/0304-3932(88)90168-7)
- Magazzino, C. (2012). Wagner versus Keynes: Public spending and national income in Italy. *Journal of Policy Modeling*, 34(6), 890-905. <https://doi.org/10.1016/j.jpolmod.2012.05.012>
- Mann, A. J. (1980). Wagner’s law: An econometric test for Mexico, 1925-1976. *National Tax Journal*, 33(2), 189-201. <https://doi.org/10.1086/NTJ41862301>

- McNown, R., Sam, C. Y. ve Goh, S. K. (2018). Bootstrapping the autoregressive distributed lag test for cointegration. *Applied Economics*, 50(13), 1509-1521. <https://doi.org/10.1080/00036846.2017.1366643>
- 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. <https://doi.org/10.1108/01443580810844442>
- Muharrem, Ş. ve Uysal, D. (2023). Makroekonomik değişkenlerin kamu harcamaları üzerindeki etkisi: Wagner yasası geçerliği. *İzmir İktisat Dergisi*, 38(2), 430-447. <https://doi.org/10.24988/ije.1172275>
- Narayan, P. K. (2005). The saving and investment nexus for China: Evidence from cointegration tests. *Applied Economics*, 37(17), 1979-1990. <https://doi.org/10.1080/00036840500278103>
- Narayan, P. K. ve Smyth, R. (2005). Electricity consumption, employment and real income in Australia evidence from multivariate Granger causality tests. *Energy policy*, 33(9), 1109-1116. <https://doi.org/10.1016/j.enpol.2003.11.010>
- Oxley, L. (1994). Cointegration, causality and Wagner's law: A test for Britain 1870-1913. *Scottish Journal of Political Economy*, 41(3), 286-298. <http://dx.doi.org/10.1111/j.1467-9485.1994.tb01127.x>
- 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. <https://doi.org/10.1002/jae.616>
- Phillips P. C. B. ve Hansen, B. E. (1990). Statistical inference in instrumental variables regression with I (1) processes. *The Review of Economic Studies*. 57(1), 99-125. <https://doi.org/10.2307/2297545>
- Phillips, P. C. B. ve Perron, P. (1988). Testing for a unit root in time series regression. *Biometrika*, 75(2), 335-346. <https://doi.org/10.1093/biomet/75.2.335>
- Rasaily, A. ve Paudel, S. (2019). Impact of government expenditures on economic growth: Case of Nepal. *International European Extended Enablement in Science, Engineering & Management*, 10(6), 167-174.
- Romer, P. M. (1989). Human capital and growth: Theory and evidence. *National Bureau of Economic Research (NBER) Working Paper*, No: 3137.
- Sağdıç, E. N., Şaşmaz, M. U. ve Tuncer, G. (2020). Wagner versus Keynes: Empirical evidence from Turkey's provinces. *Panoeconomicus*, 67(5), 657-674. <https://doi.org/10.2298/PAN170531001S>
- Sam, C. Y., McNown, R. ve Goh, S. K. (2019). An augmented autoregressive distributed lag bounds test for cointegration. *Economic Modelling*, 80, 130-141. <https://doi.org/10.1016/j.econmod.2018.11.001>
- Shahbaz, M., Hye, Q. M. A., Tiwari, A. K. ve Leitão, N. C. (2013). Economic growth, energy consumption, financial development, international trade and CO₂ emissions in Indonesia. *Renewable and Sustainable Energy Reviews*, 25, 109-121. <https://doi.org/10.1016/j.rser.2013.04.009>
- Sideris, D. (2007). Wagner's law in 19th century Greece: A cointegration and causality analysis. *Bank of Greece Working Paper*, No: 64.
- Singh, B. ve Sahni, B. S. (1984). Causality between public expenditure and national income. *The Review of Economics and Statistics*, 66(4), 630-644. <https://doi.org/10.2307/1935987>

- Sinha, D. (2007). Does the Wagner's law hold for Thailand? A time series study. *Munich Personal RePEc Archive Working Paper*, No: 2560.
- Şahin, M. ve Özenç, Ç. (2007). Kamu harcamaları ile makro ekonomik değişkenler arasındaki nedensellik ilişkileri. *Yönetim Bilimleri Dergisi*, 5(2), 177-200.
- Şimşek, M. (2004). Türkiye'de kamu harcamaları ve ekonomik büyüme. *Atatürk Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Dergisi*, 18(1), 37-52.
- Telek, C. ve Telek, A. (2016). Kamu harcamaları ve ekonomik büyüme ilişkisinin Wagner ve Keynes hipotezi çerçevesinde incelenmesi. *Uluslararası Yönetim İktisat ve İşletme Dergisi*, 12(12), 628-642.
- Thornton, J. (1999). Cointegration, causality and Wagner's law in 19th century Europe. *Applied Economics Letters*, 6(7), 413-416. <http://dx.doi.org/10.1080/135048599352916>
- Toda, H. Y. ve Yamamoto, T. (1995). Statistical inference in vector autoregressions with possibly integrated processes. *Journal of Econometrics*, 66(1-2), 225-250. [https://doi.org/10.1016/0304-4076\(94\)01616-8](https://doi.org/10.1016/0304-4076(94)01616-8)
- Tsoukis, C. ve Miller, N. J. (2003). Public services and endogenous growth. *Journal of Policy Modeling*, 25(3), 297-307. [https://doi.org/10.1016/S0161-8938\(03\)00026-7](https://doi.org/10.1016/S0161-8938(03)00026-7)
- TUİK. (2023). İstatistik Veri Portalı. <https://data.tuik.gov.tr/Turcat> Erişim: 14.06.2023
- Tuna, K. (2013). Türkiye'de Wagner Kanunu'nun geçerliliğinin test edilmesi. *İşletme ve İktisat Çalışmaları Dergisi*, 1(3), 54-57.
- Wagner, A. (1883). *Finanzwissenschaft*. Leipzig: C. F. Winter.
- Yaraşır Tülümce, S. ve Zeren, F. (2017). Türkiye'de kamu harcamaları ve ekonomik büyüme arasındaki ilişkinin asimetrik nedensellik testi ile analizi. *Uluslararası Yönetim İktisat ve İşletme Dergisi*, 13(2), 299-310. <https://doi.org/10.17130/ijmeh.2017228685>
- Yılgor, M., Ertugrul, C. ve Eker Celepcioglu, M. (2012). The effect of public expenditure on economic growth: Turkey example. *Investment Management and Financial Innovations*, 9(2), 193-202.
- Yurtkuran, S. (2022). Kamu harcamaları ile ekonomik büyüme arasındaki ilişkinin analizi: Türkiye örneği. *Afyon Kocatepe Üniversitesi Sosyal Bilimler Dergisi*, 24(3), 1029-1044.

Ekler

Ek Şekil 1. 1924-2021 Döneminde Kamu Harcamalarının GSYİH'ye Oranı



Kaynak: Hazine ve Maliye Bakanlığı Muhasebat Genel Müdürlüğü (<https://muhasebat.hmb.gov.tr/>) ile TUİK (<https://www.tuik.gov.tr/>) verileri kullanılarak yazarlar tarafından çizilmiştir.

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.

ARAŞTIRMACILARIN MAKALEYE KATKI ORANI BEYANI

1. yazar katkı oranı : %50

2. yazar katkı oranı : %50