

Türkiye’de Kamu Harcamaları ve Büyüme İlişkisi: Sınır Testi Yaklaşımı

Selim BAŞAR (*)

Hayati AKSU (**)

M. Sinan TEMURLENK (***)

Özgür POLAT (****)

Özet: Kamu harcamaları ile iktisadi büyüme arasındaki ilişkiyi ilk defa ortaya koyan Wagner, bu ilişkinin ekonomik büyümeden kamu harcamalarına doğru olduğuna işaret etmiştir. Keynes ise bu ilişkinin kamu harcamalarından büyümeye doğru olduğunu ortaya koymuştur. Wagner ve Keynes yaklaşımları çerçevesinde bu çalışmada, 1975-2005 dönemi yıllık veriler kullanılarak Türkiye’de kamu harcamaları ile ekonomik büyüme arasındaki ilişki Sınır Testi Yaklaşımı ile test edilmiştir. Kamu harcamaları ve büyüme arasındaki ilişki toplam ve alt kalemler itibariyle analiz edilmiştir. Analiz sonucunda elde edilen bulgular, alt kalemler itibariyle kamu harcamaları ile büyüme arasında bir ilişki bulunmadığına, Wagner yaklaşımının incelenen dönem itibariyle Türkiye ekonomisi için geçerli olmadıklarına işaret etmektedir. Toplam kamu harcamaları ise hâsıladan negatif olarak etkilenmektedir.

Anahtar Kelimeler: Kamu Harcamaları, İktisadi Büyüme, Sınır Testi

JEL Kodları: E62, H30.

Government Spending and Economic Growth Relationship in Turkey: A Bound Testing Approach

Abstract: Wagner, put forward relation between government spending and economic growth the first time, offered a model that this relation is from growth to government expenditures. But according to Keynes, this relation is from government spending to growth. In the perspective of Wagner’s and Keynes’ propositions, relation between government spending and growth in Turkish economy is tested using Bound Testing Approach and annual data for 1975-2005 period in this study. Besides total public expenditures, its subtitles are also used in analysis. It is found that there is no relation between public spending subtitles and economic growth, and propositions of Wagner are not valid for Turkish economy in the period analyzed. Total government spending is affected negatively by economic growth.

Key Words: Government Spending, Economic Growth, Bounds Testing

JEL Classification: E62, H30.

*) Doç. Dr., Atatürk Üniversitesi İİBF, İktisat Bölümü. (e-posta: selim@atauni.edu.tr)

***) Yrd. Doç. Dr., Atatürk Üniversitesi İİBF, İktisat Bölümü. (e-posta: haksu@atauni.edu.tr)

****) Prof.Dr., Atatürk Üniversitesi İİBF, Ekonometri Bölümü. (e-posta: msinan@atauni.edu.tr)

*****) Doktora Öğrencisi, Atatürk Üniversitesi SBE, İktisat AD. (e-posta: polozgur@hotmail.com)

I. Giriş

Kamu harcamaları ve büyüme arasındaki ilişki, iktisadi analizin iki önemli sahasında farklı şekilde ele alındığı görülmektedir (Singh ve Sahni, 1984: 630). Kamu finansmanı çalışmaları, kamu harcamalarındaki artışın ekonomik büyümeden kaynaklandığını öngörmektedir. Çoğu makro ekonomistler ise, kamu harcamalarının ekonomik büyümeye neden olacağı görüşünü benimsemişlerdir.

Wagner'ın "kamu harcamalarının artışı kanunu", kamu harcamalarındaki artışın ekonomik büyümeden kaynaklandığını ve ikisi arasında pozitif bir korelasyon olduğunu savunan ilk çalışmadır (Henrekson, 1993: 406). Wagner ve onu takip eden iktisatçılara göre nedenselliğin yönü ekonomik büyümeden kamu harcamalarına doğru olup, kamu harcamaları içsel bir faktördür (Arısoy, 2005, 64). Wagner'e göre kamu harcamalarının zaman içinde artmasının üç nedeni vardır (Henrekson, 1993: 407). Birincisi, ülkeler modernleşme ve endüstrileşme sürecinde ilerledikçe kamusal işlemlerin kapsamı artacaktır. Özellikle yargı ve savunma harcamaları bu bağlamda artacaktır. İkincisi, gelir arttıkça gelir esnekliği olan kültür ve refah harcamaları da artacaktır. Wagner'a göre, kültürel ve eğitim hizmetleri kamu tarafından özel sektöre göre daha iyi yerine getirilmektedir. Üçüncüsü, ekonomik kalkınma ve teknolojideki değişiklikler sonucunda ekonomik etkinliğin iyileşmesi için kamunun doğal monopollerini işletmesi gerektirmektedir. Yolların yapımı gibi özel sektörün karşılayamayacağı yüksek bütçeli yatırımların ancak kamu sektöründe gerçekleştirilebileceğini ifade etmiştir.

Keynes ve Keynes'in görüşünü kabul eden iktisatçılar ise, kamu harcamalarının ekonomik büyümeye neden olacağını ileri sürmüşlerdir. Keynesyen ekol, kamu harcamalarını, ekonomik büyümeyi etkilemek, toplam harcamalardaki kısa dönemli dalgalanmaları düzenlemek (Singh ve Sahni, 1984: 630) ve üretken yatırımları gerçekleştirmek (Ram, 1986: 191) için kullanılacak bir politika aracı ve dışsal bir faktör olarak görmektedir.

Kamu harcamaları ve büyüme arasındaki nedenselliğin yönü bilinmesi, önemli politik kararları etkileyebilir. Wagner ve takipçilerinin öngördüğü bir nedensellik söz konusu ise kamu harcamaları pasif bir konuma geçecektir. Eğer nedensellik Keynesyen ekolünün öngördüğü gibi ise, o zaman kamu harcamaları önemli bir politika aracı olma konumuna geçecektir (Singh ve Sahni, 1984: 630).

Literatürde kamu harcamaları ve ekonomik büyüme arasındaki ilişkiyi araştıran çok sayıda çalışma mevcuttur. Sattar (1993) yaptığı çalışmada, kamu harcamalarının ekonomik büyüme üzerindeki etkisinin gelişmekte olan ülkelerde pozitif, gelişmiş ülkelerde ise negatif olduğu sonucunu elde etmiştir. Kolluri, Panik ve Wahab (2000). 1960-1993 dönemi için zaman serilerini kullanarak G7 ülkelerinde Wagner Yasasının geçerliliğini araştırmışlardır. Bu ülkelerdeki kamu harcamalarının bazı bileşenleri için söz konusu yasanın geçerli olduğunu bulmuşlardır. Mohsin, Naidu ve Kamaiah (1995) Hindistan'da yaptıkları çalışmada kamu harcamaları ile büyüme arasında zayıf bir ilişki bulurken, Sinha (1998) yine aynı ülkede yaptığı araştırmada büyümeden kamu harcamalarına doğru nedensellik olduğunu tespit etmiştir. Ram (1986, 1987), gelişmekte olan ülkeler üzerinde yaptığı ça-

lışmalarda kamu harcamalarının büyüme olumlu yönde etkilediğini bulmuştur. Landau (1986a) ve Scully (1986), kamu harcamalarında meydana gelen artışın ekonomik büyümedeki düşüştan kaynaklandığı sonucuna varmışlardır. Gupta (1967), Peacock ve Wiseman (1961), Bird (1971), ve Ahsan, Kwan ve Sahni (1996) yaptıkları çalışmalarda Wagner Yasası’nı destekleyen sonuçlara ulaşırken, Bird (1970), Gandhi (1971), Singh ve Sahni (1984), Oxley (1994) Payne ve Ewing (1996), Bohl (1996), Ansari, Gordon ve Akuamoah (1997), ve Thornton (1999) hem Keynes hem de Wagner yaklaşımı destekleyen sonuçlara ulaşmışlardır (Arısoy).

Türkiye açısından kamu harcamaları ve büyüme arasındaki ilişkiyi incelemeye yönelik olarak yapılan çok sayıda çalışma mevcuttur. Artan ve Berber (2004), kamu kesimi büyüklüğünün ekonomik büyüme arasındaki etkileşimi çoklu ko-entegrasyon tekniği ile 1987-2003 dönemi üç aylık veriler kullanarak araştırdıkları çalışmalarında uzun dönemde kamu kesimi büyüklüğünün ekonomik büyüme olumlu yönde etkilediğini, ancak kamu kesimi büyüklüğünden ekonomik büyümeye doğru bir nedensellik ilişkisi bulunmadığı sonucuna varmışlardır. Işık ve Alagöz (2005), 1985-2003 dönemi yıllık veriler kullanarak farklı modeller çerçevesinde Türkiye’de Wagner Yasası’nın geçerliliğini incelemişlerdir. Johansen eş bütünleşme analizi ile kamu harcamaları ve ekonomik büyüme arasında uzun dönem ilişkinin olduğunu, Granger Nedensellik testi ile bazı modeller için Wagner Yasasını teyit edici şekilde ekonomik büyümeden kamu harcamalarına doğru tek yönlü bir nedensellik tespit ederken bazı modeller için de çift yönlü bir nedensellik bulgusunu elde etmişlerdir. Çavuşoğlu (2005), 1923-2003 ve 1950-2003 dönemleri için konsolide bütçe harcamalarını ve sınır testi yaklaşımını kullanarak Wagner Yasası’nın Türkiye için geçerliliğini araştırdığı çalışmada uzun dönemde değişkenlere arasında Wagner ilişkisini destekleyecek bulgulara ulaşamamıştır. Yamak ve Zengin (1997), 1950-1994 dönemi için Kalman Filtre yöntemi ile yaptıkları çalışmada Wagner Yasası’nın geçerliliğini ileri süren hipotezin Türkiye için red edilemediği sonucunu elde etmişlerdir. Yamak ve Küçükkale (1998), 1950-1994 döneminde kamu harcamaları ile büyüme arasında uzun dönemli bir ilişkinin var olduğunu tespit etmişlerdir. Şimşek (2004), Wagner ve Keynes hipotezlerini 1965-2002 dönemi için yıllık veriler çerçevesinde analiz etmiş ve Türkiye’de kamu harcamalarından büyümeye ve ondan da tekrar kamu harcamalarına doğru çift yönlü bir nedensellik ilişkisinin mevcut olduğu ve her iki yaklaşımı destekleyen bulgular elde etmiştir. Halıcıoğlu (2003), 1960-2000 dönemi için Wagner Yasası’nın Türkiye için geçerli olmadığını, ancak kullandığı modele bütçe açıkları/GSMH değişkenini katması ile kamu harcamaları ile ekonomik büyüme arasında uzun dönemli bir ilişkinin olduğunu bulmuştur. Demirbaş (1999), 1960-1990 dönemini yıllık verilerle incelediği çalışmasında Wagner Yasası’nı destekleyen bir sonuç elde edememiştir. Sarı (2003), 1987-2000 dönemini kapsayan çalışmasında toplam kamu harcamaları ve kamu harcamalarının alt bileşenlerine ait üçer aylık verileri kullanmış ve Wagner Hipotezi’ni destekleyen bulgulara ulaşmıştır. Terzi (1998), büyüme ve kamu harcamalarının beraber hareket ettiğini ve Wagner Yasası’nın Türkiye için geçerli sonucuna varmıştır.

Bu çalışmada; Türkiye’de kamu harcamaları ve büyüme arasındaki ilişki, 1975-2005 dönemi yıllık veriler ile “Sınır Testi Yaklaşımı” kullanılarak Wagner ve Keynes yakla-

şımlarının Türkiye ekonomisi için geçerliliğini araştırılmaktadır. Çalışmanın ikinci bölümünde çalışmada kullanılan veriler ve ekonometrik modeller hakkında kısaca bilgiler verilmiştir. Üçüncü bölümde birim kök testi ve sınır testi hakkında kısaca bilgi verildikten sonra bu çalışma için testlerin sonuçları verilmiştir. Dördüncü bölümde ise çalışmanın sonuçları ve değerlendirilmesine yer verilmiştir.

II. Veri ve Metodoloji

Bu çalışmada 1975–2005 dönemine ait GSMH ve destekli bütçe harcamalarının toplam ve alt kalemlerine ait veriler kullanılmıştır. Çalışmada kullanılan tüm veriler 1987 yılı baz alınarak GSMH deflatörü ile reel hale dönüştürülmüştür. Kamu harcamaları hem toplam olarak hem de alt kalemler (Cari, Yatırım ve Transfer) itibarıyla ayrı ayrı analize dâhil edilmiştir.

Çalışmada kullanılan bütün veriler Türkiye İstatistik Kurumu ve Devlet Planlama Teşkilatı'nın internet sayfalarında yayınladıkları verilerden derlenmiştir.

Literatürde Wagner Yasasının çok sayıda farklı fonksiyonel biçimleri mevcuttur. Bunlardan en fazla kullanılanları aşağıdaki gibidir:

- I) $RKH_i = f(RGSMH)$ - Peacock-Wiseman (1961)
- II) $RKH_i = f(RGSMH/Nüf)$ - Goffman (1968)
- III) $RKH_i/Nüf = f(RGSMH/Nüf)$ - Gupta (1967)
- IV) $RKH_i/RGSMH = f(RGSMH)$ - Mann (1980)
- V) $RKH_i/RGSMH = f(RGSMH/Nüf)$ - Payne-Ewing (1996)

Yukarıdaki denklemlere göre, kamu harcamaları milli gelirin artan bir fonksiyonudur. Bu modellerde; RKH_i , reel kamu harcamalarını, $RGSMH$, reel gayri safi milli hasılayı, ve $RGSMH/Nüf$, kişi başına düşen reel geliri göstermektedir.

Bu çalışmada, Chletsos ve Kollias (2001); Bagala, Dhawan ve Lee (1999), Arısoy (2005) gibi araştırmacılar izlenilerek Wagner hipotezinin, yukarıda (4) numaralı model ile ifade edilen Mann (1980) versiyonu esas alınmıştır. Bu çalışmada, toplam kamu harcamaları ve alt kalemleri (Cari, Yatırım, Transfer) ile milli gelir arasında uzun dönemli bir ilişki olup olmadığı ve Wagner ve Keynes yaklaşımlarının Türkiye ekonomisi için geçerliliği araştırılmaktadır.

III. Yöntem ve Ampirik Sonuçlar

Türkiye'de kamu harcamaları ve ekonomik büyüme arasındaki ilişkinin araştırılmasında kullanılan değişkenler öncelikle durağanlık analizi ile test edilmiştir. İlişkinin olup olmadığını araştırmak için "Sınır Testi Yaklaşımı" ile eşbütünleşme testi uygulanmıştır.

A. Durağanlık Analizi

ARDL sınır testini uygulamadan önce bütünleşme derecelerini belirlemek için tüm değişkenlerin durağanlıkları test edilmektedir. Yanıltıcı sonuçlardan sakınmak için değişkenlerin I(2) durağan olmadıklarının belirlenmesi gerekir. Değişkenler I(2) durağan ise Pesaran ve diğerleri (2001) tarafından hesaplanan F-istatistikleri geçersizdir, çünkü sınır testi yaklaşımı değişkenlerin I(0) ve I(1) oldukları varsayımına dayanır (Fosu ve Magnus, 2006; 2081).

Tablo 1. Birim Kök Testi Sonuçları

Değişkenler	ADF				Phillips-Perron			
	Sabit	Kritik Dğer	Sabit ve Trendli	Kritik Dğer	Sabit	Kritik Dğer	Sabit ve Trendli	Kritik Dğer
ln Y	-0.117 (0)	-3.670	-2.475 (0)	-4.296	-0.069 (2)	-3.670	-2.485 (1)	-4.296
		-2.963		-3.568		-2.963		-3.568
		-2.621		-3.218		-2.621		-3.218
Δln Y	-6.153* (0)	-3.679	-3.535*** (3)	-4.356	-6.147* (1)	-3.679	-6.087* (0)	-4.309
		-2.967		-3.595		-2.967		-3.574
		-2.622		-3.233		-2.622		-3.221
ln G	-0.897 (0)	-3.670	-1.618 (0)	-4.296	-0.980 (3)	-3.670	-1.741 (3)	-4.296
		-2.963		-3.568		-2.963		-3.568
		-2.621		-3.218		-2.621		-3.218
Δln G	-5.551* (0)	-3.679	-5.461* (0)	-4.309	-5.554* (3)	-3.679	-5.460* (2)	-4.309
		-2.967		-3.574		-2.967		-3.574
		-2.622		-3.221		-2.622		-3.221
ln CA	-1.368 (0)	-3.670	-3.215 (3)	-4.339	-1.619 (2)	-3.670	-2.035 (2)	-4.296
		-2.963		-3.587		-2.963		-3.568
		-2.621		-3.229		-2.621		-3.218
Δln CA	-4.359* (0)	-3.679	-4.278** (0)	-4.309	-4.375* (2)	-3.679	-4.275** (1)	-4.309
		-2.967		-3.574		-2.967		-3.574
		-2.622		-3.221		-2.622		-3.221
ln IG	-1.357 (0)	-3.670	-1.812 (0)	-4.296	-1.325 (6)	-3.670	-1.930 (2)	-4.296
		-2.963		-3.568		-2.963		-3.568
		-2.621		-3.218		-2.621		-3.218
Δln IG	-5.316* (1)	-3.689	-5.379* (1)	-4.323	-4.712* (11)	-3.679	-5.889* (17)	-4.309
		-2.971		-3.580		-2.967		-3.574
		-2.625		-3.225		-2.622		-3.221
ln TR	-1.078 (0)	-3.670	-1.950 (0)	-4.296	-1.036 (2)	-3.670	-1.963 (2)	-4.296
		-2.963		-3.568		-2.963		-3.568
		-2.621		-3.218		-2.621		-3.218
Δln TR	-6.402* (0)	-3.679	-6.282* (0)	-4.309	-6.411* (1)	-3.679	-6.289* (1)	-4.309
		-2.967		-3.574		-2.967		-3.574
		-2.622		-3.221		-2.622		-3.221

Not: *, ** ve *** sırasıyla %1, %5 ve %10 anlamlılık düzeylerini, parantez içindeki değerler ise gecikme değerlerini ifade etmektedir. Kritik değerler sırasıyla %1, %5 ve %10 anlamlılık düzeylerine göre yazılmıştır. Gecikme sayıları ADF birim kök testinde Akaike Bilgi Kriterine (AIC) göre, Phillips-Perron birim kök testinde ise Newey-West kriterine kullanılarak belirlenmiştir.

Değişkenlerin durağanlık sınamasında, Genişletilmiş Dickey ve Fuller (ADF) ve Phillips-Perron birim kök testleri kullanılmıştır. Tablo 1’de analizde kullanılan değişkenlere ait birim kök testlerinin sonuçları yer almaktadır. Tablodan da görüldüğü üzere tüm değişkenler her iki birim kök testi sonuçlarına göre I(1) durağandır.

B. Sınır Testi

Pesaran ve diğerleri (2001) tarafından geliştirilen sınır testi, bilinen diğer eşbütünleşme analizlerine (Engle ve Granger (1987), Johansen (1988), Johansen ve Juselius (1990)) göre iki önemli üstünlüğü vardır. Birincisi, açıklayıcı değişkenlerin I(0) ve I(1) olmalarına bakılmaksızın seriler arasında eşbütünleşme ilişkisinin varlığı sınır testi ile araştırılabilir. İkincisi, çalışmamızda olduğu gibi, bu metodoloji az sayıda gözleme sahip çalışmalara uygulanabilmektedir (Şimşek ve Kadılar, 2004:28). Az sayıda gözleme sahip veri setinde, I(1) değişkenler arasında eşbütünleşme ilişkisi bulunamayabilir, hata düzeltme modeli ve Johansen (1998) metotları güvenilir sonuçlar vermeyebilir ve geleneksel genişletilmiş Dickey-Fuller durağanlık testi (diğer birim kök testlerinde gibi) yanıltıcı olabilir (Huang, 2006:141).

Sınır testi yaklaşımı, F veya Wald testine dayanır ve bu sürecin birinci aşamasını oluşturur. Bu yaklaşımda, bağımsız değişkenlerin I(0), I(1) veya karşılıklı olarak eşbütünleşik olmalarına bakılmaksızın, değişkenlerin eşbütünleşik olmadığını ifade eden sıfır hipotezi altında F istatistiğinin asimptotik dağılımı standart F dağılımına uymamaktadır (Şimşek ve Kadılar, 2004; 29). Bu nedenle, Pesaran ve diğerleri (2001) testin kritik değerlerini hesaplayarak çalışmalarında vermişlerdir.

Bu çalışmada; büyüme ile toplam kamu harcamaları, cari harcamalar, yatırım harcamaları ve transfer harcamaları arasındaki eşbütünsellik ilişkiler, aşağıdaki kısıtsız hata düzeltme modellerine dayanan sınır testi yöntemi ile tahmin edilmektedir:

$$d \ln G_t = \beta_0 + \sum_{i=1}^p \beta_{1i} d \ln G_{t-i} + \sum_{i=0}^p \beta_{2i} d \ln Y_{t-i} + \beta_3 \ln G_{t-1} + \beta_4 \ln Y_{t-1} + \beta_5 t + \vartheta_t \quad (1)$$

$$d \ln CA_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^p \alpha_{1i} d \ln CA_{t-i} + \sum_{i=0}^p \alpha_{2i} d \ln G_{t-i} + \alpha_3 \ln CA_{t-1} + \alpha_4 \ln Y_{t-1} + \alpha_5 t + \phi_t \quad (2)$$

$$d \ln IG_t = \delta_0 + \sum_{i=1}^p \delta_{1i} d \ln IG_{t-i} + \sum_{i=0}^p \delta_{2i} d \ln Y_{t-i} + \delta_3 \ln IG_{t-1} + \delta_4 \ln Y_{t-1} + \delta_5 t + \varpi_t \quad (3)$$

$$d \ln TR_t = \gamma_0 + \sum_{i=1}^p \gamma_{1i} d \ln TR_{t-i} + \sum_{i=0}^p \gamma_{2i} d \ln Y_{t-i} + \gamma_3 \ln TR_{t-1} + \gamma_4 \ln Y_{t-1} + \gamma_5 t + \psi_t \quad (4)$$

Burada; t , dönemi; G , reel toplam kamu harcamalarının reel gayri safi milli hasılaya oranını; Y reel gayri safi milli hasılayı; CA , reel cari harcamalarının reel gayri safi milli hasılaya oranını; IG reel kamu yatırım harcamalarının reel gayri safi milli hasılaya oranını; TR reel transfer harcamalarının reel gayri safi milli hasılaya oranını göstermektedir.

Sınır testi analizinde (1), (2), (3) ve (4) numaraları eşitlikler en küçük kareler yöntemi ile trendli ve trendsiz olarak iki kere tahmin edildikten sonra uzun dönemli ilişkinin bulunmadığın ifade eden sıfır hipotezi (1) numaralı eşitlikte β_3 ve β_4 , (2) numaralı eşitlikte α_3 ve α_4 , (3) numaralı eşitlikte δ_3 ve δ_4 , (4) numaralı eşitlikte γ_3 ve γ_4 katsayılarına sıfır kısıtı getirilerek her bir model için ayrı ayrı test edilmektedir. Buradaki sıfır ve alternatif hipotezler, örneğin (1) numaralı eşitlik için, sırayla trendli ve trendsiz modeller için aşağıdaki gibi yazılabilir:

$$\begin{aligned} H_0 : \beta_3 = \beta_4 = \beta_5 = 0, & & H_0 : \beta_3 = \beta_4 = 0, \\ H_A : \beta_3 \neq \beta_4 \neq \beta_5 \neq 0 & \text{ ve} & H_A : \beta_3 \neq \beta_4 \neq 0 \end{aligned}$$

Diğer eşitliklerin gecikmeli değişkenlerinin parametrelerine de benzer şekilde ortak anlamlılık testi uygulanır.

Uygun gecikme uzunluğunu (p) belirlemek için (1), (2), (3) ve (4) numaralı eşitlikler en küçük kareler yöntemi ile $p=1$ ve $p=2$ gecikmeleri için deterministik trendli ve deterministik trendsiz olarak iki kez tahmin edilmiştir. Pesaran ve Shin (1999) uygun gecikme uzunluğunun belirlenmesi için Schwartz Bayesian Criterion (SBC) testinin Akaike Information Criterion testine göre daha üstün olduğunu ve yıllık veriler ile çalışıldığında maksimum 2 gecikme sayısının kullanılmasını önermişlerdir. SBC testi sonuçlarına göre (1) numaralı eşitlik için 2 ve diğer eşitlikleri için 1 gecikme sayısının uygun olduğu hesaplanmıştır.

Tablo 2. Eşbütünleşme Testi için Uygun Gecikme Uzunluğunun Belirlenmesi

	TRENDLİ				TRENDSİZ			
	AIC	SC	LM (1)	LM (2)	AIC	SC	LM (1)	LM (2)
CA(1)	-1.547	-1.217	1.23(0.26)	3.57(0.16)	-1.550	-1.267	1.45(0.22)	5.04(0.05)
CA(2)	-1.481	-1.053	1.69(0.19)	6.73(0.03)	-1.511	-1.130	1.39(0.23)	5.51(0.06)
CA(3)	-1.439	-0.911	1.89(0.16)	2.17(0.33)	-1.435	-0.955	0.95(0.32)	0.99(0.60)
TR(1)	-0.464	-0.134	1.05(0.30)	1.04(0.59)	-0.491	-0.208	1.05(0.30)	1.44(0.49)
TR(2)	-0.433	-0.004	0.52(0.47)	1.00(0.61)	-0.471	-0.090	0.70(0.40)	1.80(0.41)
TR(3)	-0.244	0.283	0.92(0.33)	0.97(0.61)	-0.297	0.181	2.00(0.15)	2.01(0.36)
IG(1)	-0.446	-0.116	0.04(0.83)	4.86(0.09)	-0.498	-0.215	0.02(0.89)	5.43(0.06)
IG(2)	-0.468	-0.040	0.06(0.79)	0.57(0.75)	-0.531	-0.151	0.10(0.74)	0.41(0.81)
IG(3)	-0.310	0.217	0.31(0.57)	1.38(0.50)	-0.383	0.096	0.30(0.57)	1.38(0.49)
G(1)	-1.381	-1.051	6.61(0.03)	6.57(0.01)	-1.356	-1.073	6.22(0.01)	6.52(0.04)
G(2)	-1.537	-1.108	1.56(0.21)	2.37(0.30)	-1.472	-1.091	1.73(0.18)	4.20(0.12)
G(3)	-1.392	-0.865	1.15(0.28)	1.96(0.37)	-1.365	-0.885	2.66(0.10)	2.81(0.24)

Eşbütünleşme ilişkisinin varlığını araştırmak için tahmin edilen eşitliklerden cari harcamalar için 1 gecikmeli trendli 3 gecikmeli trendli ve trendsiz; yatırım harcamaları ve toplam harcamalar için 2 gecikmeli, transfer harcamaları için 1 gecikmeli trendli ve trendsiz modeller AIC, SC ve LM kriter ve istatistiklerinden hareketle seçilmiştir. Bu eşitliklerden hesaplanan F ve t değerleri Tablo 3'te verilmiştir.

Tablo 3. Hesaplanan F ve t Değerleri

	Trendli			Trendsiz	
	F _{IV}	F _V	t	F _{III}	t _{III}
CA(1)	2.79	4.16	-2.39	-	-
CA(3)	3.63	5.33	-3.12	4.71	-3.01
TR(1)	1.87	2.80	-0.98	2.33	-2.12
IG(2)	1.18	1.20	-1.32	1.80	-1.44
G(2)	6.94	5.03	-1.58	5.66	-3.04

Tablo 4. Pesaran vd. (2001:300-302)'den alınan Kritik Değerler

	Trendli				Trendsiz		
	0.10	0.05	0.01		0.10	0.05	0.01
t _V	-3.13--3.40	-3.41- -3.69	-3.96- --4.26	t _{III}	-2.57- -2.91	-2.86- -3.22	-3.43- -3.82
F _{IV}	4.05-4.49	4.68-5.15	6.10-6.73	F _{III}	4.04-4.78	4.94-5.73	6.84-7.84
F _V	5.59-6.26	6.56-7.30	8.74-9.63				

Tablo 3'te yer alan hesaplanmış istatistikler Tablo 4'te sunulan kritik değerler ile karşılaştırıldığında hem trendli hem de trendsiz toplam kamu harcamaları eşitliği %10 önem düzeyinde eşbütünleşmenin varlığına işaret etmektedir. Diğer eşitliklerden, eşbütünleşmenin varlığına ilişkin kanıtlar bulunmamaktadır.

Toplam kamu harcamalarıyla hasıla arasındaki uzun dönem ilişkiyi veren ARDL eşitliği, AIC seçim kriteri kullanılarak tahmin edilmiş ve Tablo 5'te verilmiştir.

Tablo 5. Tahmin Edilen Uzun Dönem Toplam Kamu Harcamaları ARDL (1,1,3) Eşitliği

Bağımlı değişken: ln G			
	Katsayı	t	p
Sabit	-4.643393	-3.269181	0.0035
G(-1)	0.657771	6.294315	0.0000
ln Y	-0.840931	-2.160600	0.0419
ln Y(-1)	0.622783	1.210854	0.2388
ln Y(-2)	-0.079721	-0.156077	0.8774
ln Y(-3)	0.662619	1.576256	0.1292
$\bar{R}^2 = 0.931$, DW=2.29, F=60.1612, Prob. F=0.000			

Tablo 5’teki eşitlikten hesaplanan uzun dönem eşitliği aşağıdaki gibidir.

$$\ln G = -13.56 + 1.065 \ln Y \quad (5)$$

(2.986) (0.188)

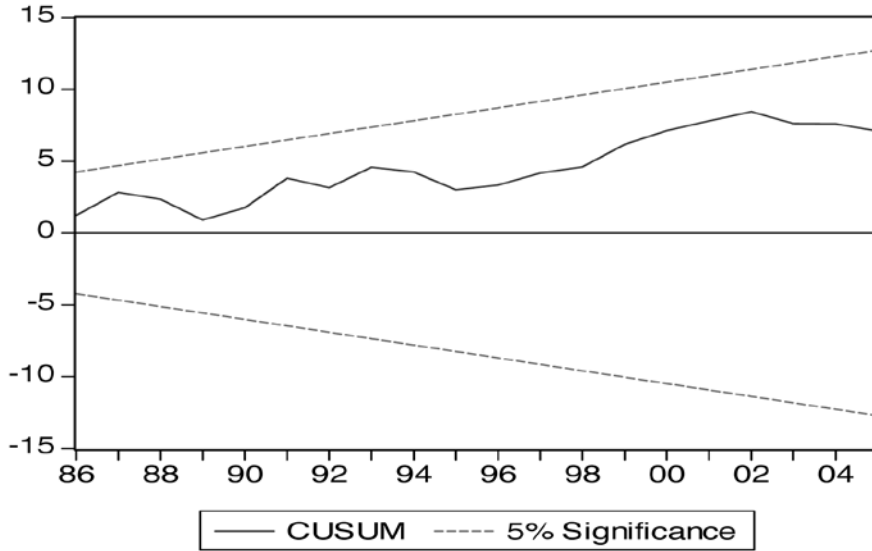
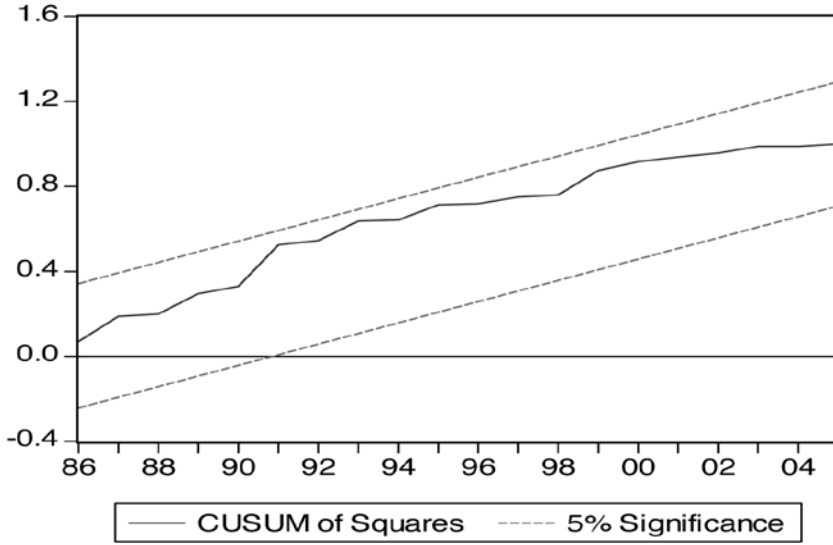
Not: Parantez içindeki değerler standart hataları göstermektedir.

Tahmin edilen 5 numaralı eşitlik, büyümenin toplam kamu harcamalarını pozitif yönlü etkilediğini göstermektedir. Yani toplam hasıladaki artış ile birlikte toplam kamu harcamaları da artmaktadır. Parametre istatistiki bakımdan oldukça anlamlıdır.

Toplam hasılanın toplam kamu harcamaları üzerine kısa dönemli etkisini ise uzun dönemli tahminden elde edilen hata terimleri kullanılmak suretiyle aşağıdaki ARDL (1, 1, 3) hata düzeltme eşitliği ile (HDT) tahmin edilmiştir.

Tablo 6. Tahmin Edilen Kısa Dönem ARDL (1,1,3) Toplam Kamu Harcamaları Eşitliği: Bağımlı Değişken $\Delta \ln G$

	Katsayı	t	p
Sabit	0.000171	0.004611	0.9964
$\Delta G(-1)$	0.708826	2.450013	0.0236
ΔY	-0.886630	-2.201082	0.0396
$\Delta Y(-1)$	0.646081	1.525862	0.1427
$\Delta Y(-2)$	-0.163740	-0.385244	0.7041
$\Delta Y(-3)$	0.650333	1.628993	0.1190
HDT _{t-1}	-1.233270	-3.364107	0.0031
$\bar{R}^2 = 0.462$ Tah.St.Hat.= 0.099 AIC = -1.556 SC = -1.220 $\chi^2_{BG(1)} = 2.729$ [0.09] $\chi^2_{ARCH(1)} = 2.13$ [0.15] $\chi^2_{JB} = 0.452$ [0.79]			



HDT'nin işareti beklendiği gibi negatif ve istatistik olarak anlamlıdır. Kısa dönemde, bir dönem önceki toplam kamu harcamaları, cari dönemdeki kamu harcamalarını pozitif yönde ve istatistik olarak anlamlı olarak etkilemektedir. Hasıladaki artışlar ise cari ve 2 gecikmeli değerleri ile toplam kamu harcamaları üzerinde negatif yönde etki yaparken, 1 ve 3 gecikmeli değerleri ise pozitif yönde etkilemektedir. Bunlardan sadece hasılanın cari dönem değeri istatistik olarak anlamlıdır.

IV. Sonuç

Bu çalışmada, literatürde çokça tartışılan ve tam bir mutabakatın sağlanmadığı kamu harcamaları ve ekonomik büyüme arasındaki ilişki, 1975-2005 dönemi yıllık veriler ile Sınır Testi Yaklaşımı kullanılarak test edilmiştir. Kamu harcamaları, hem toplam olarak hem de cari, transfer ve yatırım harcamaları alt kalemleri itibarıyla çalışmada kullanılmıştır.

Sınır Testi Yaklaşımı ile yapılan eşbütünleşme testi sonucunda, yatırım ve transfer harcamaları ile GSMH arasında uzun dönemli bir ilişkinin mevcut olmadığı bulunmuştur. Elde edilen sonuçlar, analiz edilen dönem için söz konusu alt kalemler itibarıyla Wagner ve Keynes’in kamu harcamaları ile ilgili hipotezlerinin Türkiye için geçerli olmadığını göstermektedir. Ancak kamu harcamalarının toplam değeri esas alındığında uzun dönemli bir ilişkinin varlığı görülmektedir.

Uzun dönemli ilişkiden hareket edilerek elde edilen kısa dönemli analiz sonuçları ise hasıla artışı ile birlikte toplam kamu harcamalarının azalma yönünde etkilendiğini göstermektedir. Bu bağlamda hasıla arttıkça cari dönemdeki kamu harcamaları azalmaktadır. Bu sonuç telafi edici maliye politikası ile açıklanabilir. Buna göre konjonktürün genişleme eğiliminde olduğu dönemlerde kamu harcamaları azaltılırken, daralma eğiliminde olduğu dönemlerde kamu harcamaları artırılmaktadır. Elde edilen bu sonuçlar Landau (1986a) ve Scully (1986) tarafından yapılan ve kamu harcamalarında meydana gelen artışın ekonomik büyümedeki düşüşten kaynaklandığına ilişkin sonuçları ile uyumludur.

Kaynakça

- Ahsan, S. M., Kwan, A. C. ve Sahni, B. S. (1996). “Public Expenditure and National Income Causality: Further Evidence on the Role of Omitted Variables”, *Southern Economic Journal*, 58 (3), 623-634.
- 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, 543-550.
- Arısoy, İ. (2005). “Wagner ve Keynes Hipotezleri Çerçevesinde Türkiye’de Kamu Harcamaları ve Ekonomik Büyüme İlişkisi”, *Çukurova Üni. Sosyal Bilimler Enstitüsü Dergisi*, Cilt: 14, Sayı: 2, 2005, s.63-80.
- Artan, S. ve Berber, M. (2004). “Kamu Kesimi Büyüklüğü ve Ekonomik Büyüme İlişkisi: Çoklu Ko-Entegrasyon Analizi”, *Cumhuriyet Üni. İİB Fakültesi Dergisi*, Cilt:5, Sayı: 2, ss. 13-29.
- Bagala, B., Dhawan, U. ve Lee, H.Y. (1999). ”Testing Wagner versus Keynes Using Disaggregated Public Expenditure Data For Canada”, *Applied Economics*, 31, 1283-1291.
- Bird, R. M. (1970). “The Growth of Public Spending in Canada”, *Canadian Tax Papers*, No. 51, 5, Toronto: Canada.

- Bird, R. M. (1971) “Wagner’s Law of Expanding State Activity”, *Public Finance/Finances Publiques*, (26). No. 1, s. 1-26.
- Bohl, M. T. (1996). “Some International Evidence on Wagner’s Law”, *Public Finance/Finances Publiques*, (51), No. 2, s. 185-200.
- Chletsos, M., C. Kollias. (2001). “Testing Wagner’s Law Using Disaggregated Public Expenditure Data In The Case of Greece:1958-1993”, *Applied Economics*, 29, 371-377.
- Çavuşoğlu, T. (2005). “Testing the Validity of Wagner’s Law in Turkey: The Bounds Testing Approach”, *Ankara Üni. Siyasal Bilgiler Fakültesi Dergisi*, S: 60(1), ss 73-88.
- Demirbaş, S. (1999). “Cointegration Analysis-Causality Testing and Wagner’s Law: The Case of Turkey,1950-1990”University of Leicester Discussion Papers, 99/2, www.le.ac.uk/economics/research/ RePEc/lec/leecon/econ99-3.pdf
- Engle, R.F., ve C.W.J. Granger. (1987). “Cointegration and Error Correction: Representation, Estimation and Testing”, *Econometrica*, 55, 251-76.
- Fosu, O.A.E. ve Magnus, F.J. (2006). “Bounds Testing Approach to Cointegration: An Examination of Foreign Direct Investment Trade and Growth Relationships”, *American Journal of Applied Sciences*, 3 (11), 2079-2085.
- Gandhi, V. P. (1971). “Wagner’s Law of Public Expenditure: Do Recent Cross-Section Studies Confirm it?”, *Public Finance/ Finances Publiques*, (26), No.1, 44-56.
- Goffman, I. J. (1968). “On the Empirical Testing of Wagner’s law: A Technical Note”, *Public Finance/ Finances Publiques*, (23), 359-364.
- Gupta, S. (1967). “Public Expenditure and Economic Growth: A Time Series Analysis”, *Public Finance/Finances Publiques*, (22), 423-466.
- Halicioğlu, F. (2003). “Testing Wagner’s Law for Turkey, 1960-2000,” *Review of Middle East Economics and Finance*, Vol. 1: No. 2, 129-140
- Henrekson M. (1993). “Wagner’s law-A spurious relationship”, *Public Finance*, 48; 406-415.
- Huang, C.J. (2006). “Government Expenditures In China and Taiwan: Do They Follow Wagner’s Law”, *Journal of Economic Development*, 31(2), 139-148.
- Işık, N. ve Alagöz, M. (2005). “Kamu Harcamaları ve Büyüme Arasındaki İlişki”, *Erciyes Üni. İİB Fakültesi Dergisi*, Sayı: 24, 63-75.
- Johansen, S. (1988). “Statistical Analysis of Cointegrating Vectors”, *Journal of Economic Dynamics and Control*, 12, 231-54.
- Johansen, S., and K. Juselius. (1990). “Maximum Likelihood Estimation and Inference on Cointegration: with Applications to the Demand for Money”, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 52, 169-210.

Halıcıoğlu, F. (2003). “Testing Wagner’s Law for Turkey, 1960-2000”, *Review of Middle East Economics and Finance*, Volume 1, Issue 2, 129-140.

Şimşek, M.ve Kadılar, C. (2004). “Türkiye’nin İthalat Talebi Fonksiyonunun Sınır Testi Yaklaşımı ile Eşbütünlüşme Analizi : 1970-2002”, *Doğuş Üniversitesi Dergisi*, 5, 1, 27-34.

Kolluri BR, Panik MJ. Wahab, M.S. (2000). “Government expenditure and economic growth: Evidence from G7 countries”, *Applied Economics*, 32; 1059-68.

Landau, D. (1986). “Government and Economic Growth in Less Developed Countries: an Empirical Study For 1960-1980”, *Economic*.

Mohsin Md, Naidu CR, Kamaiah B. (1995). “Wagner’s hypothesis: Evidence from Indian states”. *Indian Economic Journal*, 43; 76-95.

Mann, A. J. (1980). “Wagner’s Law: An Econometric Test for Mexico, 1925-1976”, *National Tax Journal*, (33), 189-201.

Oxley, L. (1994). “Cointegration, causality and Wagner’s Law”, *Scottish Journal of Political Economy*, (41), 286-298.

Payne, J. E. and B. T. Ewing. (1996). “International Evidence on Wagner’s Hypothesis: A Cointegration Analysis”, *Public Finance/Finances Publiques*, (51), No. 2, 258-274.

Peacock, A. ve J. Wiseman. (1961). “The Growth of Public Expenditure in the United Kingdom”, Londra: George Allen and Unwin.

Pesaran, M.H. ve Shin, Y. (1999). “An Autoregressive Distributed Lag Modelling Approach to Cointegration Analysis”, in (ed) S. Storm, *Econometrics and Economic Theory in the 20th Century, The Ragnar Frisch Centennial Symposium*, chapter 11, Cambridge Univ. Press, Cambridge. (<http://www.econ.cam.ac.uk/faculty/pesaran/ardl.pdf>, 31/08/2007

Pesaran, H., Shin, Y., ve R.J. Smith. (2001). “Bounds Testing Approaches to the Analysis of Level Relationships”, *Journal of Applied Econometrics*, 16, 289-326.

Ram, R. (1986). “Government Size and Economic Growth: a New Framework and Some Evidence from Cross-Section and Time Series Data”, *American Economic Review*, 76, 191-203.

Ram, R. (1987). Wagner’s hypothesis in time-series and cross-section perspectives: Evidence from “real” data for 115 countries. *Review of Economics and Statistics*, (69), 194-204.

Sarı, R. (2003). “Kamu Harcamalarının Dünyada ve Türkiye’deki Gelişimi ve Türkiye’de Ulusal Gelir ile İlişkisi”, *İktisat, İşletme ve Finans Dergisi*, Sayı: 209 (Ek). 25-38

Sattar, Zaidi. (1993). “Public Expenditure and Economic Performance: A Comparison of Developed and Low-Income Developing Economies,” *Journal of International Development*, (5), No.1, 27-49.

Scully, Gerald W. (1989). “Size of the State, Economic Growth, and the Efficient Utilization of National Resources”, *Public Choice*, (63), p. 149-164.

Singh, B. ve Sahni, B. (1984). “Causality Between Public Expenditure and National Income”, *The Review of Economics and Statistics*, Vol. 66, No. 4. pp. 630-644.

Sinha, D. (1998). “Economic growth and government expenditure in India: A time series analysis”. *International Review of Economics and Business*, (45), p. 263-274.

Şimşek, M. (2004). “Türkiye’de Kamu Harcamaları ve Ekonomik Büyüme, 1965-2002”, *Atatürk Üniversitesi İİBF Dergisi*, 18(1/2), 37-52.

Terzi, H. (1998). “Kamu Harcamaları ve Ekonomik Kalkınma İlişkisi Üzerine Ekonometrik Bir İnceleme”, *İktisat, İşletme ve Finans Dergisi*, Sayı: 142, 67-78.

Thornton, J. (1999). “Cointegration, Causality and Wagner’s Law in 19th Century Europe”, *Applied Economics Letters*, (6), 413-416.

Yamak, N. ve Küçükale, Y. (1997). “Türkiye’de Kamu Harcamaları Ekonomik Büyüme İlişkisi”, *İktisat, İşletme ve Finans Dergisi*, Sayı: 131, 5-14.

Yamak, R. ve Zengin, A. (1997). “Kalman Filtre Yöntemi ve Wagner Yasası: Türkiye Örneği, 1950-1994”, *İktisat, İşletme ve Finans Dergisi*, Sayı: 133, 32-42.