

# Kamu Harcamaları ve Ekonomik Büyüme İlişkisi: Türkiye'ye İlişkin Ampirik Kanıtlar

Yrd. Doç. Dr. Ömer Faruk ALTUNÇ

Muş Alparslan Üniversitesi, İ.İ.B.F., İktisat Bölümü, MUŞ

## ÖZET

Çalışmanın amacı kamu harcamaları ve kamu harcamalarının bileşenleri ile ekonomik büyüme arasındaki ilişkiyi Türkiye ekonomisi bağlamında analiz etmektir. Barro'nun (1990) içsel büyüme modelinden hareketle 1960-2009 dönemi yıllık verilerinin kullanıldığı çalışmada ekonometrik yöntem olarak ARDL sınır testi yaklaşımı ve Vektör Otoregresif (VAR) Granger nedensellik/Blok Dışsallık Wald Testi benimsenmiştir. Ampirik bulgular kamu harcamaları ile ekonomik büyüme arasında Wagner yasasını destekleyici kanıtlar sunmaktadır. Ancak ekonomik kategoriye göre ayrıştırılmış kamu harcamalarının bileşenlerinin analize dahil edilmesi durumunda nedenselliğin yönünün değiştiği görülmektedir.

**Anahtar Kelimeler:** Kamu harcamaları, ekonomik büyüme, ARDL sınır testi yaklaşımı, VAR Granger Nedensellik/Blok Dışsallık Testi.

**JEL Sınıflaması Kodu:** C51, H50, O40

## The Relationship Between Public Expenditures and Economic Growth: Empirical Evidence For Turkey

### ABSTRACT

The purpose of this paper is to analyse the linkages between public expenditure, the components of public expenditure and economic growth in Turkish economy. Building on the Barro's (1990) endogenous growth model, ARDL bound test and VAR Granger Causality/Block Exogeneity Wald Test approaches are adopted as econometric tools over the period of 1960-2009 for Turkey. The empirical results support Wagner hypothesis for the relationship between economic growth and public expenditure. However, the direction of causality is understood to change when disaggregated accounts of public expenditure with respect to economic categories are included in our analysis.

**Key Words:** Public expenditures, Economic growth, ARDL bound test approach, VAR Granger Causality/Block Exogeneity Wald Test.

**JEL Classification:** C51, H50, O40

### Giriş

Artan kamu harcamalarına ilişkin Wagner yasası, ekonomik kalkınma düzeyinin büyüyen kamu harcamalarının bir nedeni olduğunu açıklamaktadır. Wagner yaklaşımında nedensellik ekonomik kalkınma düzeyinden kamu harcamalarına doğrudur. Bu yasa farklı ülkeler için yoğun ampirik araştırmalara konu olmuştur. Bazı ampirik çalışmalar bu hipotezi desteklerken, bazıları bu hipotezin geçerli olmadığı yönünde kanıtlar sunmuştur. Barro'nun (1990) içsel büyüme modelinde GDP içinde kamu harcamaları ile fert başına reel GDP artışı arasında muhtemel bir ilişki olduğunu varsaymaktadır. Barro modelinin temel özelliği geniş anlamda özel sermaye ve kamu hizmetlerinin sabit getiri varsayımına göre modellenmesidir. Barro modelinde kamu kesiminin büyüklüğüne bağlı olarak büyüme oranı değişebilmektedir. Kamu kesimi payının

azalması ile birlikte ekonomik büyüme hızlanacak, aksine bu payın artması durumunda ekonomik büyüme hızı düşecektir. Teoride, kamu kesiminin büyüklüğü ekonomik büyümeyi ve etkinliği önemli ölçüde düşürür. Kamu faaliyetlerinin etkin olmayan bir şekilde yürütülmesi ve sistemin verimliliğini düşürebilecek mali ve finansal yükler büyümeyi olumsuz etkilemektedir. Diğer yandan hükümet harcamaları özel ve toplumsal menfaatler arasındaki ilişkiyi geliştirme ve ticari dışa açıklığı sağlayıcı mekanizmaları da içermektedir. Ayrıca kamu yatırımları ekonomik büyümeyi teşvik edici bir rol de üstlenmektedir (Ram, 1986: 191).

Barro (1991) 98 ülke için yaptığı ve 1960-1985 dönemini kapsayan çalışmasında fert başına GDP artış hızı ile beşeri sermaye, kamu harcamalarının GDP içindeki payı ve kamu yatırımlarının GDP içindeki payı arasındaki ilişkileri test etmiştir. Ampirik bulgular hükümet harcamalarının GDP içindeki payının büyümeyi negatif etkilediğini ancak kamu yatırımlarının özellikle verimlilik kanalıyla büyümeyi pozitif etkilediğini ortaya koymuştur. Ghali (1997), Barro (1990) içsel büyüme modelinden hareketle Suudi Arabistan için ekonomik büyüme ve kamu harcamaları arasındaki ilişkiyi test etmeyi amaçlamıştır. Ekonometrik yöntem olarak VAR analizinden hareketle Granger nedensellik tekniğinden yararlanılmıştır. Bulgulardan hareketle Suudi Arabistan'da hükümet harcamalarının ekonomik büyümeyi arttırdığına ilişkin bir nedensellik bağının olmadığı sonucuna ulaşmıştır.

Hem gelişmiş hem de gelişmekte olan ülkelerde kamu harcamaları ve ekonomik büyüme arasındaki ilişki üzerine sayısız ampirik çalışma yapılmıştır. Çalışmada nedensellik ve nedenselliğin yönü bağlamında incelenen literatürde birbiriyle çelişen sonuçlara ulaşıldığı görülmektedir. Bazı çalışmalarda Wagner yasasını destekleyen sonuçlara ulaşılırken (Ram, 1986; Devarajan vd., 1996; Sahoo, 2001), bazı çalışmalarda kamu harcamaları ile reel ekonomik büyüme arasında herhangi bir ilişki bulunamamıştır (Ghali, 1997; Frimpong ve Oteng-Abayie, 2009).

Türkiye'ye ilişkin yapılan çalışmalarda genellikle Wagner yasası ve Keynes hipotezinin test edildiği görülmektedir. Ampirik çalışmalara bakıldığında Wagner yasasına ilişkin sonuçların seçilen modele (Peacock-Wiseman versiyonu, Musgrave versiyonu vb.) bağlı olarak farklılaştığı görülmektedir. Bu modellerde bağımlı değişkenin belirleyicisi olarak sadece kamu harcamalarının alınması ve kamu harcamalarının bileşenlerinin analize dahil edilmemesi önemli bir kısıttır. Ayrıca ampirik sonuçlar, değişkenlerin mutlak değerlerinin dikkate alınması ve kişi başına alınması durumunda da farklılaşabilmektedir. Türkiye ekonomisine ilişkin yapılan çalışmalarda daha çok Wagner yasasını destekleyen sonuçlara ulaşıldığı gözlenmektedir (Taban, 2010; Aytac ve Güran, 2010; Mohammadi vd., 2007; Arısoy, 2005; Sarı, 2003; Terzi, 1998; Yamak ve Küçükkale, 1997). Bazı çalışmalarda ise kamu harcamaları ile ekonomik büyüme arasında istatistiksel olarak anlamlı bir ilişkiye ulaşılamamıştır (Halicioğlu, 2001; Bağdiken ve Çetintaş, 2003).

Bu çalışmanın arka planının oluşturulması ve gerekçelendirilmesi amacıyla alt bölümde ampirik çalışmanın dayandığı model irdelenmektedir. Daha sonra ampirik çalışmada yararlanılan ekonometrik yöntem ve veri seti tanıtılmakta son olarak ampirik bulgular ve bulguların değerlendirilmesi yapılmaktadır.

### I. Teorik Çerçeve

Ekonomik büyüme ile kamu harcamaları arasındaki ilişkiyi açıklamayı amaçlayan ve ampirik çalışmamıza temel oluşturan model Barro (1990) modelidir. Modelde temsili bireyin veya hanehalkının, sabit ikame esnekliğinin ( $\delta$ ) geçerli olduğu dönemlerarası fayda fonksiyonunu maksimize edici bir tüketim patikası ( $c_t$ ) tercihinde bulunduğu varsayılmaktadır.

$$U = \int_0^{\infty} e^{-\rho t} u(ct) dt \quad (1)$$

$$= \int_0^{\infty} e^{-\rho t} (c_t - 1)(1 - \sigma)^{-1} dt$$

Sermaye birikimi kısıtına bağlı olarak  $k = y - g - c$ , a kamu bütçe kısıtı,  $g = \tau y$  ve üretim fonksiyonu  $y = k\phi(g/k)$ , burada  $\rho$  iskonto oranı ( $\rho > 0$ ),  $y$  kişi başına çıktı,  $g$  kişi başına hükümet satınalmaları,  $k$  çalışan başına sermaye ve  $\tau$  ortalama vergi oranını simgelemektedir.

Üretim fonksiyonunun pozitif ve azalan marjinal ürüne tabi olma gibi genel koşulları sağladığı varsayılmaktadır. Bu nedenle model eğitim, meslek içi eğitim ve kamu altyapı yatırımları gibi kamu hizmetlerinin üretim fonksiyonuna ayrı bir girdi olarak dahil edilmesine imkan sağlar. Yukarıdaki model veri alındığında durağan durum (steady-state) büyüme oranı ( $\bar{y}$ ),

$$\bar{y} = \dot{c}/c = [(1 - g/y)(1 - \eta)\phi(g/k) - \rho]/\sigma \quad (2)$$

olur. Burada  $\eta$ ,  $g$ 'ye göre  $y$ 'nin esnekliğini tanımlamaktadır.  $(1 - \eta)\phi(g/k) = \partial y/\partial k$  ise sermayenin marjinal ürünüdür.  $g/y$  kesrindeki artış  $(1 - g/y)$  oranını düşürmekte, bu da özel kesim yatırımlarını dışlayıcı etkisi yaratarak büyüme oranının düşmesine yol açmaktadır. Diğer yandan daha yüksek bir  $g/y$  oranı özel sermayeyi üretken kılmakta,  $\partial y/\partial k$  oranını artırmakta ve böylece büyüme oranı ( $y$ ) pozitif yönde etkilenmektedir. Net etki aşağıdaki türetilmiş (3) no.'lu denklemle ifade edilebilir:

$$\partial y/\partial(g/y) = \phi(g/k)(\phi' - 1)/\sigma \quad (3)$$

Kamu harcamalarının düzeyine bağlı olarak farklı çıkarsamalarda bulunulabilir. Kamu harcamalarının fazla olması durumunda ( $\phi' < 1$ )  $\partial y/\partial(g/y) < 0$  olmakta ve sonuçta genişleyen kamu harcamaları ekonomik büyümeyi baskı altına almaktadır. Hükümet harcamalarının çok düşük olması durumunda

( $\phi' > 1$ ),  $\partial y / \partial (g / y) > 0$  olmakta ve kamu harcamalarındaki artış büyüme hızını artırabilmektedir. Kamu harcamalarının optimal düzeyde olduğu durumda ( $\phi' = 1$ )  $\partial y / \partial (g / y) = 0$  olacak ve büyümeyi maksimum kılacak kamu harcamaları oranı belirlenebilmektedir.

Kamu tüketim hizmetleri (h) dikkate alındığında (1) no.'lu denklemde formüle edilen model aşağıdaki gibi yazılabilir:

$$U = \int_0^{\infty} e^{-\rho t} ((c^{1-\beta} h^{\beta})^{1-\sigma} - 1) / (1 - \sigma) dt \quad 0 < \beta < 1 \quad (4)$$

ve durağan-durum büyüme oranı aşağıdaki gibi olur.

$$\dot{\bar{y}} = \dot{c} / C = [(1 - g / y - h / y)(1 - \eta)\phi(g / k) - \rho] / \sigma \quad (5)$$

Üretken kamu harcamalarının büyüme üzerindeki etkilerine ilişkin açıklamalar bu analizde de aynı şekilde geçerlidir.  $\partial y / \partial (h / y) = -(1 - \eta)\phi(g / k) / \sigma$  olduğundan genişleyen kamu harcamalarının önemli ölçüde tüketim hizmetlerine gitmesi durumunda büyüme hızı düşmektedir. Kamunun büyüklüğünden bağımsız olarak, üretken olmayan hizmetlere ilişkin artan kamu harcamaları büyüme hızını düşürür. Yatırım harcamaları ise pozitif dışsallıklar yaratarak ekonominin üretken kapasitesini artırabilmektedir. Toplam ya da net etkiler bağlamında üretken hizmetlere ilişkin artan bir birimlik kamu harcaması kamunun büyüklüğüne bağlı olarak büyüme hızını hem artırabilir hem de düşürebilir. Model üretken ve üretken olmayan hizmetler için ayrı ayrı veriler kullanılarak test ediliyor olsa da, Tablo 1'deki sonuçlar toplam harcama kalemleri ile çalışmanın daha fazla bilgi verici olacağını önermektedir.

**Tablo 1:** Modelin Katsayı İşaretlerine İlişkin Çıkarımlar

	Üretken alanlara optimal altı harcama	Üretken alanlara optimal harcama	Üretken alanlara optimal üstü harcama
Üretken hizmetlere yapılan harcamalar	$\partial y / \partial (g / y) > 0$	$\partial y / \partial (g / y) = 0$	$\partial y / \partial (g / y) > 0$
Tüketim hizmetlerine yapılan harcamalar	$\partial y / \partial (g / y) < 0$	$\partial y / \partial (g / y) < 0$	$\partial y / \partial (g / y) < 0$
Birleşik etkilerin işareti	+ veya -	-	-

Kamu harcamaları ile ekonomik büyüme arasındaki ilişkiyi Barro (1990) modeli temelinde ampirik olarak test etmeye çalışan sınırlı sayıda çalışma vardır. Çalışmada bu ilişki Barro modelinden hareketle Türkiye ekonomisi için test edilmeye çalışılmıştır.

## II. Veri Seti ve Ekonometrik Yöntem

Çalışmada ekonomik büyümeyi (Y) etkileyen toplam kamu harcamaları ile toplam kamu harcamalarının bileşenleri olarak gerçek (reel) harcama kalemleri (cari harcamalar ve yatırım harcamaları) dikkate alınmıştır. Kamu harcamalarının ekonomik tasnifinde harcamalar reel harcamalar ve transfer harcamaları şeklinde ikiye ayrılmaktadır. Reel harcamalar da kendi arasında cari harcamalar ve yatırım harcamaları olarak ikiye ayrılmaktadır (Akdoğan, 2003: 84). Çalışmada Barro (1990) modeline uygun olarak ekonominin üretim kapasitesini doğrudan etkileyen reel harcama kalemleri dikkate alınmıştır. Çalışmada kullanılan veriler ve kaynakları aşağıdaki Tablo 2’de verilmiştir.

**Tablo 2:** Veri Tanımları ve Kaynakları

Veri	Tanımı	Kaynak
Y	Fert başına reel GDP artış hızı	Dünya Bankası, “World Development Indicators (WDI)” (1960-2009)
PSHARE	Toplam kamu harcamalarının GDP içindeki payı	Maliye Bakanlığı konsolide bütçe rakamları, 1923–2007 İstatistik Göstergeleri; DPT 1993–2005 Konsolide bütçe toplamları; TÜİK verileri; Muhasebat Genel Müdürlüğü verileri ve Bütçe gider ve gelir gerçekleştirmeleri (1924-1995) verilerinden derlenmiştir.
CSHARE	Kamu tüketim harcamalarının GDP içindeki payı	Maliye Bakanlığı konsolide bütçe rakamları, 1923–2007 İstatistik Göstergeleri; TÜİK verileri
ISHARE	Kamu yatırım harcamalarının GDP içindeki payı	Maliye Bakanlığı konsolide bütçe rakamları, 1923–2007 İstatistik Göstergeleri; TÜİK verileri

Çalışmada kullanılan veriler, (1987=100) GDP deflatörüne bölünerek reel hale getirilmiş ve doğal logaritmaya dönüştürülmüştür. Ekonometrik metodoloji öncelikle zaman serilerinin durağanlık özelliklerini irdeler. Hata terimleri konusundaki sınırlayıcı varsayımlara yer vermeyen ve yüksek derecedeki korelasyonu kontrol etmek için geliştirilen Phillips-Perron (1988) testi ADF testini tamamlayıcı bir birim kök testidir. Phillips-Peron (PP) testinde otokorelasyonu gidermeye yetecek kadar bağımlı değişkenin gecikmeli değerleri modele dahil edilmemekte, bunun yerine Newey-West tahmincisi ile uyarlanmaktadır. Her iki test için de, Dickey-Fuller test istatistiğinin ( $\tau$ ) mutlak değerinin MacKinnon tarafından tablolastırılan kritik değerlerin mutlak değerinden büyük olması durumunda serinin durağan olduğu sonucuna ulaşılır. Bu birim kök testleri dışında Kwiatkowski vd. (1992, KPSS) ve Eliot, Rothenberg ve Stock (1996, DF-GLS) testleri de her bir değişkenin durağanlığını etraflıca analiz etmektedir.

Bu çalışmada kullanılan yöntem Engle-Granger (1987) ve Pesaran ve Shin'in (1999) ARDL yaklaşımının bileşimine dayanmaktadır. ARDL test prosedürünün diğer alternatif eşbütünleşme testlerine göre en önemli avantajı, örneklemedeki değişkenlerin durağanlık özelliklerini dikkate almaksızın modelleyebilmesi ve uzun dönem tahminlerine dayalı çıkarımlara izin vermesidir. Buna ek olarak modeldeki değişken sayısı VAR modellerinin aksine arttırılabilir. Engle-Granger yöntemi, bağımsız değişkenlerin içselliği ve hata terimlerindeki ardışık bağımlılığa karşı duyarlı olması nedeniyle eleştirilmektedir. ARDL yöntemi modele bağımsız değişkenleri dahil ederek bu problemlerin etkilerini azaltmaktadır. Model içsel ve dışsal değişkeleri birbirinden ayırarak içsellik probleminin ortaya çıkmasını da önlemektedir. Johansen eşbütünleşme testi geçerli amaçlar için büyük örneklem gerektirirken, bu yaklaşım küçük hacimli örneklerde de etkin sonuçlar verir. Son olarak, basit bir doğrusal dönüştürme yoluyla ARDL'den türetilen dinamik hata düzeltme modeli (ECM) uzun dönemli bilgi kaybına yol açmaksızın kısa dönemli dinamikleri uzun dönemli dinamiklerle birleştirmektedir (Banerjee vd., 1993: 51-52). Ayrıca zaman serilerinin durağan olmaması sonucunda ortaya çıkan sorunların ARDL yaklaşımı ile ortadan kalkabileceği ifade edilmektedir. Bu yaklaşımın performansı üzerine yapılan son yıllardaki araştırmalar, diğer eşbütünleşme yöntemleriyle kıyaslandığında ARDL yaklaşımının Engle-Granger (1987), Johansen (1988), Johansen ve Juselius (1990) ve Gregory ve Hansen (1996) gibi geleneksel eşbütünleşme tekniklerine göre daha fazla tercih edildiğini ortaya koymuştur (Faras ve Ghali, 2009: 136). ARDL modelinin bu çalışmaya uyarlanmış formu aşağıdaki gibidir:

$$\Delta LY = \alpha_0 + \sum_{i=1}^m \alpha_{1i} \Delta \ln(Y_{t-i}) + \sum_{i=0}^m \alpha_{2i} \Delta \ln(CSHARE_{t-i}) + \sum_{i=0}^m \alpha_{3i} \Delta \ln(ISHARE_{t-i}) + \sum_{i=0}^m \alpha_{4i} \Delta \ln(PSHARE_{t-i}) + \alpha_5 LY_{t-1} + \alpha_6 LSHARE_{t-1} + \alpha_7 LISHARE_{t-1} + \alpha_8 LPSHARE_{t-1} + \mu_t \quad (6)$$

Burada  $t$  zaman trendi değişkeni,  $\mu$  ise modeldeki hata terimidir. Eşbütünleşmenin olmadığı şeklindeki sıfır (null) hipotezi  $H_0 : \alpha_5 = \alpha_6 = \alpha_7 = \alpha_8 = 0$  alternatif hipotez ise  $H_1 : \exists \alpha_k \neq 0, k \in \{5,6,7,8\}$  şeklindedir.

ARDL modellemesinde iki kritik değer seti türetilmektedir. Üst sınır kritik değerler I(1) serilerini alt sınır kritik değerler ise I(0) serilerini tanımlamaktadır. Herhangi bir anlamlılık seviyesi için hesaplanan F istatistiği Pesaran vd. (2001) çalışmasında verilen alt ve üst kritik değerlerin dışına düştüğü takdirde değişkenlerin bütünleşme derecelerini dikkate almaksızın kesin bir yorum yapmak mümkün olabilmektedir. F istatistiğinin üst kritik değer üzerinde olması, seriler arasında uzun dönemli bir ilişki olduğunu, alt değer altında olması ise uzun dönemli bir ilişkinin olmadığını göstermektedir. F istatistiğinin kritik değerler arasında kalması durumunda bir sonuca varılamamakta ve serilerin

bütünleşme derecelerini dikkate alan diğer eşbütünleşme testlerine başvurulmaktadır. ARDL modelinde ilk olarak (6) no'.lu eşitlikteki bağımlı ve bağımsız değişkenlerin “m” sembolüyle gösterilen gecikme uzunluğunun (lag order) AIC, SBC ve HQ kriterlerine göre belirlenmesi gerekir. En küçük kritik değeri sağlayan gecikme uzunluğu modelin gecikme uzunluğu olarak seçilir. Seçilen gecikme uzunluğu ile oluşturulan modelin ardışık bağımlılık içermesi durumunda, ikinci en küçük değeri sağlayan gecikme uzunluğu alınır ve eğer ardışık bağımlılık ortadan kalkmamışsa kalkana kadar bu işleme devam edilir. Son yıllarda sınırlı veriler için (30 gözlemden 80 gözleme kadar) kritik değerler Narayan (2004) tarafından geliştirilmiştir. Değişkenler arasında eşbütünleşik bir ilişki olması durumunda aşağıdaki uzun dönem modeli tahmin edilir:

$$\Delta LY = \alpha_0 + \sum_{i=1}^m \alpha_{1i} (\ln Y)_{t-i} + \sum_{i=0}^m \alpha_{2i} (\ln CSHARE)_{t-i} + \sum_{i=0}^m \alpha_{3i} (\ln ISHARE)_{t-i} + \sum_{i=0}^m \alpha_{4i} \ln(PSHARE)_{t-i} + \mu_t \quad (7)$$

Değişkenler arasında uzun dönemli ilişki olması durumunda bir sonraki adım, değişkenler arasındaki nedensellik ilişkisini incelemektir. Granger nedensellik testi için tüm değişkenlerin simetrik ve içsel olduğu dört değişkenli bir VAR modeli tahmin edilmiştir.

$$\begin{bmatrix} Y \\ PSHARE \\ ISHARE \\ CSHARE \end{bmatrix} = A_0 + A_1 \begin{bmatrix} Y_{t-1} \\ PSHARE_{t-1} \\ ISHARE_{t-1} \\ CSHARE_{t-1} \end{bmatrix} + \dots + \begin{bmatrix} Y_{t-m} \\ PSHARE_{t-m} \\ ISHARE_{t-m} \\ CSHARE_{t-m} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} u_{1t} \\ u_{2t} \\ u_{3t} \\ u_{4t} \end{bmatrix} \quad (8)$$

Burada *t* zaman alt simgesini, *m* VAR modelindeki gecikme sayısını, *A*<sub>0</sub> sabit terim vektörü, *A*<sub>1</sub>, *A*<sub>2</sub>, ..., *A*<sub>*p*</sub> ise tüm parametrelere ilişkin matrisleri temsil etmektedir.

Çalışmada değişkenler arasındaki nedensellik ilişkilerini analiz etmede VAR Granger nedensellik/Blok Dışsallık Wald Testi kullanılmıştır. VAR sisteminde içsel ve dışsal değişken ayrımı yapılmamaktadır. Bu test bir değişkenin gecikmeli değerlerinin sistemde yer alan diğer herhangi bir değişkenin Granger nedeni olup olmadığını belirlemektedir. Sıfır hipotezi bir değişkenin tüm gecikmeli değerlerinin VAR sistemindeki her bir denklemden dışlanabileceği şeklinde formüle edilmektedir. Örneğin bu test PSHARE değişkeninin tüm gecikmeli değerlerinin Y denkleminde dışlanıp dışlanmayacağı sorusunu cevaplamada yardımcı olur. Sıfır hipotezinin reddedilmesi PSHARE değişkeninin Y denkleminde dışlanamayacağı anlamına gelir. Bu, Y'nin içsel bir değişken olduğu ve PSHARE değişkeninden Y'ye doğru bir nedensellik olduğu şeklinde yorumlanır. Çalışmada bağımsız değişkenlere ilişkin katsayıların bir bütün olarak sıfırdan farklı olup olmadığı hipotezi için ki-kare (Wald) istatistiği kullanılmıştır (Enders, 2003: 282-284).

### III. Ampirik Bulgular

Son yıllarda geliştirilen çoğu birim kök testleri, makro ekonomik değişkenlerin  $I(1)$  veya  $I(0)$  oldukları konusunda çelişik sonuçlar vermektedir. Bu argümanı sınamak amacıyla çalışmada 4 ayrı birim kök testi uygulanmıştır. Dickey ve Fuller (1981, ADF), Phillips ve Peron (1988, PP), Kwiatkowski vd. (1992, KPSS) ve Eliot, Rothenberg ve Stock (1996,DF-GLS) testleri her bir değişkenin durağanlığını etraflıca analiz etmektedir. Bunların arasında KPSS testinin sıfır hipotezi serinin  $I(0)$  olduğu şeklinde iken diğer testlerin sıfır hipotezi serilerin  $I(1)$  olduğu şeklindedir. Birim kök test sonuçları aşağıda Tablo 3'te özetlenmiştir. Her bir seriye ilişkin grafikler incelenmiş, çoğu serinin trend içerdiği sonucuna varıldığı için birim kök test sonuçları serilerin sabit terim ve trend içerecek şekilde formüle edilmiştir.

**Tablo 3:** Birim Kök Hipotez Testleri

Değişkenler	ADF	PP	KPSS	DF-GLS
Y	-1.87(0)	-2.43(3)	0.76(3)	-1.84
ISHARE	-3.37(3)***	-2.22(3)	0.41(5)	-2.85
CSHARE	-0.63(1)	-2.10(5)	0.93(5)	-2.03
PSHARE	-1.30(0)	-2.12(3)	0.69(5)	-1.73
D(Y)	-6.29(0)*	-4.88(2)	0.12(3)	-6.46
D(ISHARE)	----	-6.35(3)*	0.08(3)*	-5.96*
D(CSHARE)	-4.59(0)*	-4.77(2)*	0.24(5)*	-6.68*
D(PSHARE)	-6.79(0)*	-6.83(3)*	0.13(3)*	-6.38*

McKinnon (1996) Kritik Değerleri

Anlamlılık Düzeyi	ADF	PP	KPSS	DF-GLS
1%	-4.16	-3.56	0.73	-3.77
5%	-3.50	-2.92	0.46	-3.19
10%	-3.18	-2.60	0.35	-2.89

\*, \*\*, \*\*\* sırasıyla %1, %5 ve %10 anlamlılık düzeylerini göstermektedir. ADF ve PP birim kök testlerinde sıfır hipotezi "seri birim kök içermektedir" şeklinde kurulduğundan serinin durağan olduğunu kabul etmek için sıfır hipotezi ret etmek gerekmektedir. KPSS testinde ise sıfır hipotezi "seri durağandır" şeklinde kurulduğundan durağanlık koşulunu sağlamak için sıfır hipotezini red edememek gerekmektedir. ADF testi için parantez içindeki rakamlar Schwarz Bilgi Kriterine (SIC) göre otokorelasyonun bulunmadığı minimum gecikme değerleridir. PP ve KPSS testlerinde Newey ve West tarafından geliştirilen band genişliği kullanılmıştır. Modeldeki değişkenler logaritmik formda ele alınmıştır.

Tablo 3'te yer alan birim kök test sonuçları tüm değişkenlerin birinci dereceden durağan  $I(1)$  olduklarını göstermektedir. Kamu yatırım harcamalarının GDP içindeki payı (ISHARE) için ADF test sonucu serinin düzeyde durağan olduğunu göstermesine rağmen, diğer testler bu değişkenin fark durağan olduğu yönünde sonuçlar ortaya koymuştur. Çalışmada ISHARE değişkeninin  $I(1)$  olduğu kabul edilmiştir. ARDL modellemesinde değişkenler arasında uzun dönemli ilişkinin test edilmesinde öncelikle uygun gecikme sayısı belirlenir. Analizde yıllık verilerin kullanılması ve gözlem sayısının sınırlı olması nedeniyle en fazla 3 gecikmeye kadar tahmin yapılmıştır.



**Tablo 4:** Sınır Testi İçin Gecikme Sayısının Belirlenmesi

m	AIC	SBC	HQ	$\chi_{BG}^2$ (Prob)
0	2,342	2,498	2,401	0,03
1	-8,295	-7,516	-8,001	0,23
<b>2</b>	<b>-9,992*</b>	<b>-8,588*</b>	<b>-9,461*</b>	<b>0,49</b>
3	-9,798	-7,770	-9,031	0,04

**Not:** m, gecikme sayısı simgelemektedir. Modelde bağımlı değişkenin gecikmeli değerleri yer aldığından DW testi yerine Breusch-Godfrey ardışık bağımlılık testi kullanılmıştır.

Tablo 4'te her üç kritere göre de uygun gecikme uzunluğu 2 olarak belirlenmiş ve bu gecikme uzunluğunda ardışık bağımlılığa rastlanmamıştır. Bu nedenle özel yatırım modeli 2 gecikme ile tahmin edilmiştir. ARDL sınır testi yaklaşımı özel yatırımlar ile onu etkileyen değişkenler arasında uzun dönem ilişkinin olup olmadığını test etmek için kullanılmıştır. Modelde yer alan değişkenler arasında uzun dönemli ilişki olup olmadığını ifade eden temel hipotezin geçerliliğini test etmek için hesaplanan F istatistiği Pesaran vd. (2001)'den ve Narayan P. (2005) alınan üst kritik değerlerden daha yüksek çıkmıştır. Bu sonuç, bağımlı değişken ile bağımsız değişkenler arasında bir eşbütünleşme ilişkisi olduğunu göstermektedir.

**Tablo 5:** Sınır Testinde Hesaplanan F İstatistiği

k	F Test İstatistiği	Kritik Değerler	Pesaran vd. (2001) <sup>a</sup>		Narayan P. (2005) <sup>b</sup>	
			Alt Sınır Değeri I(0)	Üst Sınır Değeri I(1)	Alt Sınır Değeri I(0)	Üst Sınır Değeri I(1)
3	<b>5,713*</b>	1%	5,17	6,36	5,99	7,33
		5%	4,01	5,07	4,37	5,42
		10%	3,47	4,45	3,67	4,71

\* Pesaran vd. (2001) kritik değerlerine göre %1 düzeyinde anlamlı

<sup>a</sup> Kritik değerler Pesaran vd. (2001) Tablo C1(V) alınmıştır. Kısıtlanmamış sabit terim ve trend, s. (T.5)

<sup>b</sup> Kritik değerler Narayan P. (2005) Tablo CI(V) alınmıştır. Kısıtlanmamış sabit terim ve trend, s. 1990.

**Not:** Gecikme uzunluğunun seçilmesinde Schwarz bilgi kriteri dikkate alınmıştır. 2 gecikmenin kullanıldığı modelde Breusch-Godfrey ardışık bağımlılık test istatistiği  $\chi_{BG}^2$ , 1.395(0.49) çıkmıştır. Bu da temel hipotezin reddedilemeyeceğini ve kurulan modelde ardışık bağımlılık probleminin olmadığını göstermektedir. Çalışmada Pesaran vd. (2001) kritik değerlerine göre anlamlılık düzeyi yorumlanmıştır.

Değişkenler arasındaki ilişkinin uzun dönem parametrelerinin tahmin edilmesi için SBC kriteri kullanılarak uygun gecikme uzunluğu belirlenmiştir. Fert başına reel GDP artış hızı (Y) için 1 gecikme, toplam kamu harcamalarının GDP içindeki payı (PSHARE) için 0 gecikme, kamu tüketim harcamalarının GDP içindeki payı (CSHARE) için 2 gecikme ve kamu yatırım harcamalarının GDP

içindeki payı (CSHARE) için 0 gecikme alınmıştır. ARDL (1,0,2,0) modeline ilişkin uzun dönem katsayı tahmin sonuçları Tablo 6'da verilmiştir<sup>1</sup>.

**Tablo 6:** ARDL (1,,0,2,0) Modeli Uzun Dönem Katsayıları

Değişkenler	Uzun Dönem Katsayıları	Standart Hata	Probabilite
PSHARE	.246	.078	.003*
CSHARE	-.682	.316	.036**
ISHARE	.747	.377	.054**
C	3.118	.612	.000*

\*%1, \*\*%5 düzeyinde anlamlılığı gösterir.

Uzun dönem katsayı işaretleri, Barro (1991) sonuçlarını destekler nitelikte çıkmıştır. Destekleyici bir diğer ampirik kanıt da üretken harcamaların (yatırım) GDP içindeki payı ile büyüme hızı arasındaki pozitif ilişkidir. Yatırım harcamalarındaki artışın yol açtığı dışlama etkisi (crowding-out) bu ilişkinin zayıflamasına yol açabilmektedir. Diğer yandan üretken olmayan harcamalardaki (tüketim) artış ile büyüme hızı arasında negatif bir ilişki bulunmuştur. Toplam etkilere bakıldığında kamu harcamalarındaki artış ile büyüme hızı arasında ise pozitif ve istatistiki olarak anlamlı bir ilişki bulunmuştur. Barro (1991) modeline göre net etkinin pozitif ya da negatif olması kamu kesiminin büyüklüğüne bağlı olarak değişebilecektir. Kamu kesiminin payı ne kadar büyükse negatif etkiler o ölçüde büyük olacak ve büyüme oranı buna bağlı olarak düşecektir. Çalışmada kamu harcamalarının net etkisi pozitif bulunmuştur.

Çalışmada Barro modelinden hareketle değişkenler arasındaki nedensellik ilişkilerini analiz etmek için VAR Granger nedensellik/Blok Dışsallık Wald Testinden yararlanılmıştır. Blok dışsallık Wald testi sonuçları (Tablo 7) dört değişkenin (Y, PSHARE, ISHARE, CSHARE) dışsal olmadığını göstermektedir. Bu değişkenlerin yer aldığı her bir denklem için ortak (joint) test olasılık değerleri sırasıyla .014, .091, .035 ve .089'dur. Test çoğu değişkenler için, sözkonusu değişkenlerin gecikmeli değerlerinin denklemden dışlanabileceği şeklindeki sıfır hipotezinin reddedilemeyeceği yönünde ampirik kanıtlar da sunmaktadır. Y denkleminde PSHARE ve CSHARE değişkenleri, PSHARE denkleminde ISHARE ve CSHARE değişkenleri, ISHARE denkleminde CSHARE değişkeni ve CSHARE denkleminde Y değişkeni dışlanabilir şeklindeki sıfır hipotezi reddedilememektedir. Bu sonuçlar her bir denkleme ilişkin bağımsız değişkenlerin gecikmeli değerlerinin bağımlı değişkenin nedeni olmadığı anlamına gelmektedir. Ekonomik büyüme toplam kamu harcamalarındaki artışın nedeni iken, toplam kamu harcamalarından büyümeye doğru bir nedensellik bulunmamıştır. Bu sonuç Wagner hipotezini desteklerken, kamu harcamalarının ekonomik büyümenin nedeni olduğu şeklindeki Keynesyen görüşün Türkiye ekonomisi için geçerli olmadığını göstermektedir. Kamu harcamalarının bileşenleri olarak kamu yatırım ve tüketim harcamaları dikkate alındığında nedenselliğin yönü özellikle kamu yatırım harcamaları (ISHARE) için

<sup>1</sup> ARDL uzun dönem katsayıları, bağımsız değişkenlerin katsayılarının toplamının, bağımlı değişken katsayılarının ve gecikmelerinin toplamının 1'den farkına bölünmesiyle elde edilir.

değişmektedir. Test sonuçları ISHARE ile büyüme arasında çift yönlü bir nedensellik olduğunu ortaya koymaktadır. Kamu yatırım harcamalarının GDP içindeki payı (ISHARE) dikkate alındığında, Türkiye ekonomisi için hem Wagner yasası hem de Keynesyen görüşün geçerli olduğu sonucu çıkmaktadır. Kamu tüketim harcamalarının GDP içindeki payı (CSHARE) ile büyüme (Y) arasında da tek yönlü nedensellik çıkmıştır. Nedenselliğin yönü büyümeden CSHARE değişkenine doğrudur.

**Tablo 7:** VAR Granger Nedensellik/Blok Dışsallık Wald Testi Sonuçları

Bağımlı Değişken	Dışlanan Değişkenler	Ki-kare İstatistiği	Serbestlik Derecesi	P değeri
Y	PSHARE	.678	2	.712
	ISHARE	11.199	2	.003
	CSHARE	.837	2	.657
	All	15.868	6	.014
PSHARE	Y	6.514	2	.089
	ISHARE	2.304	2	.315
	CSHARE	2.814	2	.244
	All	10.891	6	.091
ISHARE	Y	9.778	2	.007
	PSHARE	5.878	2	.052
	CSHARE	4.287	2	.117
	All	13.495	6	.035
CSHARE	Y	9.341	2	.053
	PSHARE	5.259	2	.072
	ISHARE	4.629	2	.098
	All	10.968	6	.089

### Sonuç

Çalışmada Barro (1990) modelinden hareketle 1960-2009 döneminde Türkiye ekonomisi için kamu harcamaları ve ekonomik büyüme arasındaki ilişki test edilmiştir. Ekonometrik yöntem olarak geleneksel eşbütünleşme testlerine göre bazı üstünlükleri olan ARDL sınır testi yaklaşımı benimsenmiştir. Çalışmada Barro (1990) modelinden hareketle ekonomik büyümeyi temsilen kişi başına reel GDP artış hızı (Y), kamu harcamalarının GDP içindeki payı (PSHARE), ve reel harcama kalemleri olan kamu yatırım harcamalarının GDP içindeki payı (ISHARE) ve kamu tüketim harcamalarının GDP içindeki payı (CSHARE) değişkenlerinden yararlanılmıştır. Sadece toplam kamu harcamaları değil aynı zamanda kamu harcamalarının bileşiminin de analize dahil edilmesi makroekonomik politika çıkarımlarını etkileyebilmektedir. ARDL modeli uzun dönem katsayı işaretleri, kamu yatırımlarının payı ile ekonomik büyüme arasında pozitif, kamu tüketim harcamalarının payı ile ekonomik büyüme arasında negatif bir ilişki olduğunu ortaya koymuştur. Ayrıca toplam kamu harcamalarının payı ile ekonomik büyüme arasında pozitif bir ilişki olduğu sonucuna ulaşılmıştır. Her üç değişkene ilişkin katsayılar istatistiksel olarak anlamlı bulunmuştur. Toplam kamu harcamalarının payına ilişkin katsayının pozitif çıkması Barro (1990)

modelinden hareketle Türkiye'deki kamu harcamalarının optimal düzeyin altında olduğu şeklinde yorumlanabilir. Kamu harcamaları optimal düzeyi geçtiği takdirde ekonomik büyüme hızı yavaşlayacaktır.

Değişkenler arasındaki ilişkinin yönü, kamu harcamalarının bir istikrar politikası aracı olarak kullanılıp kullanılmayacağı bağlamında önem taşımaktadır. Çalışmada değişkenler arasındaki nedenselliğin analizi VAR Granger nedensellik/Blok Dışsallık Wald Testi ile yapılmıştır. Ampirik sonuçlar, ekonomik büyümeden toplam kamu harcamalarının payına doğru tek yönlü nedensellik şeklinde çıkmıştır. Bu sonuç Wagner yasasını desteklemektedir. Makroekonomik politikalar açısından bu durum, kamu harcamalarının bir maliye politikası aracı olarak kullanılmasının reel değişkenler üzerinde etkili olmayacağı anlamına da gelebilmektedir. Kamu harcamalarının ekonomik büyüme üzerindeki etkileri incelenirken bu harcamaların düzeyi kadar bileşimi de önemli olabilmektedir. Kamu harcamalarının bileşenlerinden kamu yatırım harcamalarının payı dikkate alındığında çift yönlü nedensellik sonucuna ulaşılmaktadır. Buradan hareketle, 1960-2009 dönemleri arasında Türkiye ekonomisi için hem Wagner yasasının hem de Keynesyen yaklaşımın geçerli olduğu söylenebilir. Bu sonuç, kamu yatırım harcamalarının özel yatırımları tamamlayıcı nitelikte olduğu şeklinde de yorumlanabilir.

#### Kaynakça

- AKDOĞAN, A. (2003), *Kamu Maliyesi*, (9. Baskı), Ankara: Gazi Kitabevi.
- ARISOY, İ. (2005), "Wagner ve Keynes Hipotezleri Çerçevesinde Türkiye'de Kamu Harcamaları ve Ekonomik Büyüme İlişkisi", *Ç.Ü. Sosyal Bilimler Enstitüsü Dergisi*, 14(2), 63-80.
- AYTAÇ D. ve M.C. GÜRAN (2010), "Kamu Harcamalarının Bileşimi Ekonomik Büyüme Etkiler mi? Türkiye Ekonomisi İçin Bir Analiz", *Sosyo Ekonomi*, 2010 (2), 129-152.
- BAĞDİGEN, M. ve H. ÇETİNTAŞ (2003), "Causality Between Public Expenditure and Economic Growth: The Turkish Case", *Journal of Economic and Social Research*, 6 (1), 53-72.
- BANERJEE, A., GALBRAITH J. ve D. HENDRY (1993). *Cointegration, Error Correction and Econometric Analysis of Non-stationary Data*, Oxford: Oxford Univ. Press.
- BARRO, R.J. (1990), "Government Spending in a Simple Model of Endogenous Growth", *Journal of Political Economy*, 98 (5), 103-125.
- BARRO, J.R. (1991), "Economic Growth in A Cross Section Countries", *Quarterly Journal of Economics*, 106 (2), 407-443.
- DEVARAJAN, S., SWAROOP, V. ve H. ZOU (1996), "The Composition of Public Expenditure and Economic Growth", *Journal of Monetary Economics*, 37 (2), 313-344.
- ENDERS, W. (2003), *Applied Econometric Time Series*, New York: John Wiley And Sons Inc.
- FARAS, R.Y. ve K.H. GHALI (2009), "Foreign Direct Investment and Economic Growth: The Case of the GCC Countries", *International Research Journal of Finance and Economics*, 29, 134-145.
- FRIMPONG, M.J ve E.F. OTENG-ABAYIE (2009), "Does the Wagner's Hypothesis Matter in Developing from Three West African Monetary Zone (WAMZ) Countries", *American Journal of Economics and Business Administration*, 1 (2), 141-147.
- GHALI, K.H. (1997), "Government Spending and Economic Growth in Suudi Arabia", *Journal Of Economic Development*, 22 (2), 165-172.
- GRANGER, C.W.J. (1969), "Investigating Causal Relations by Econometric Models and Cross-spectral Methods", *Econometrica*, 37 (3), 424-38.
- HALICIOGLU, F. (2003), "Testing Wagner's Law for Turkey, 1960-2000", *Review of Middle East Economics and Finance*, 1 (2), 129-140.

- LANDAU, D. (1983), "Government Expenditure and Economic Growth: A Cross-Country Study", *Southern Economic Journal*, 49, 783-97.
- MOHAMMADI, H., ÇAK M. ve D. ÇAK (2008), "Wagner's Hypothesis New Evidence from Turkey Using The Bounds Testing Approach", *Journal of Economic Studies*, 35 (1), 94-106.
- NARAYAN, P.K. ve R. SMYTH (2006), "What Determines Migration Flows from Low-income to High-income Countries? An Empirical Investigation of Fiji-US Migration 1972-2001", *Contemporary Economic Policy*, 24(2), 332-342.
- NARAYAN, P.K. (2004), "Do Public Investment Crowd Out Private Investments? Fresh Evidence from Fiji", *International Economic Journal*, 12, 93-104.
- PESARAN, M.H., SHIN, Y. ve R. J. SMITH (2001), "Bound Testing Approaches to the Analysis of Long Run Relationships", *Journal of Applied Econometrics*, Special Issue, 16, 289-326.
- PESARAN, M.H. ve B. PESARAN (1997), *Working with Microfit 4.0, Interactive Econometric Analysis*, Oxford: Oxford Univ. Press.
- PHILLIPS, P. ve P. PERRON (1988), "Testing for Unit Root in The Time Series Regression", *Biometrika*, 75 (2), 336-340.
- RAM, R. (1986), "Government Size and Economic Growth: A Framework and Some Evidence from Cross-Section and Time Series", *American Economic Review*, 76 (1), 191-203.
- RAO, V.V. B. (1989), "Government Size and Economic Growth: A New Framework and Some Evidence from Cross-section and Time-Series Data: Command", *American Economic Review*, 79 (1), 272-280.
- SAHOO, P. (2001), "Wagner's Hypothesis: Further Empirical Evidence From India", *Journal of Indian School of Political Economy*, 13 (1), 45-53.
- SAID, E.S. ve D.A. DICKEY (1989), "Testing for Unit Roots in ARMA(p,q) Models with Unknown p and q", *Biometrika*, 71, 599-607.
- SARI, R. (2003), "Kamu Harcamalarının Dunyada ve Türkiye'deki Gelişimi ve Türkiye'de Ulusal Gelir ile İlişkisi", *İktisat, İşletme ve Finans Dergisi*, 209 (Ek), 25-38.
- ŞİMŞEK, M. (2004), "Türkiye'de Kamu Harcamaları ve Ekonomik Büyüme, 1965-2002", *Atatürk Üniversitesi İİBF Dergisi*, 18 (1), 37-52.
- TERZİ, H. (1998), "Kamu Harcaması ve Ekonomik Kalkınma İlişkisi Üzerine Ekonometrik Bir İnceleme", *İktisat, İşletme ve Finans Dergisi*, 13 (142), 67-78.
- UZAY, N., (2002), "Kamu Büyüklüğü ve Ekonomik Büyüme Üzerindeki Etkileri: Türkiye Örneği (1970-1999)", *Erciyes Üniversitesi İİBF Dergisi*, 19, 151-172.
- YAMAK, N. ve Y. KÜÇÜKKALE (1997), "Türkiye'de Kamu Harcamaları Ekonomik Büyüme İlişkisi", *İktisat İşletme ve Finans*, 12 (131), 5-14.