

Kamu Harcamaları, Kamu Gelirleri ve Keynesçi Politikalar: Bir Nedensellik Analizi

Alpaslan AKÇORAOĞLU*

This paper has two objectives. First, it explores intertemporal relations between public revenues and expenditures in the case of Turkey for the period 1955 to 1995. Utilizing the Johansen-Juselius multivariate cointegration procedure and Granger causality tests, we find evidence that changes in public expenditures lead to changes in public revenues in Turkey. Second, this paper attempts to investigate Keynesian public expenditure / income hypothesis by employing cointegration technique and error correction models. The Keynesian proposition of government expenditure as a policy instrument to encourage and lead growth in the economy is not supported by the data for Turkey. This result is consistent with the findings of some recent cross-country studies emphasizing that public expenditure is not conducive to growth in countries with large public sectors and weak institutions.

GİRİŞ

Maliye politikası araçlarının bütçe açıklarını azaltma konusundaki etkinliklerini anlayabilmek için, kamu harcamalarının ve gelirlerinin zaman içindeki hareketlerini ve karşılıklı bağımlılıklarını gözönüne almamız gerekir. Kamu gelirleri ve harcamaları arasındaki nedensellik başını açıklamak üzere çok sayıda hipotez geliştirilmiştir. İlk olarak, Friedman (1978) tarafından ileri sürülen vergilendirme-harcama hipotezi (tax-spend hypothesis) kamu gelirlerindeki değişimlerin, kamu harcamalarında değişime neden olacağını ileri sürer. Harcama-vergilendirme (spend-tax) hipotezi ise kamu harcamalarındaki değişimlerin kamu gelirlerinde değişime neden olacağı şeklinde bir öngöründe bulunmaktadır. Mali eşzamanlılık (fiscal synchronization) hipotezi ise gelir ve harcama kararlarının aynı zamanda alındığını varsayar. Öte yandan; bu konuda bir başka görüş, vergilendirme ve harcama kararlarının farklı kurumlar tarafından alındığına dikkat çekmektedir (institutional separation). Bu görüşe göre kamu gelirleri ve harcamaları birbirinden bağımsızdır.

* Dr. G.Ü. İİBF Ekonometri Bölümü Öğretim Görevlisidir.

Bu çalışmada ilk olarak bu hipotezlerin Türkiye ekonomisi için geçerliliği ampirik olarak test edilecektir. Johansen-Juselius çok değişkenli eşbütünleşme (cointegration) yöntemi ve Granger nedensellik analizi kullanılarak, Türkiye’de kamu harcamaları ile kamu gelirlerinin zaman serisi özellikleri ve nedensellik ilişkileri araştırılacaktır.

Çalışmamızın ikinci aşamasında, Türkiye ekonomisine ilişkin verilere dayanarak Keynesçi kamu harcamaları-ekonomik büyüme ilişkisi araştırılmaktadır. Son yıllarda gelişmekte olan ülkeler üzerine yapılan bazı çalışmalar, kamu harcamalarının ekonomik büyümeye katkıda bulunmadığını ve hatta zayıf kurumsal yapıli ülkelerde ekonomik büyümeye zarar verdiğini ileri sürmüşlerdir [Örneğin; Alesina (1997) ve Commander ve diğerleri(1997)]. Bu çalışmalara göre; bürokratik etkinlik, rüşvet ve yolsuzluğun bulunmaması, hukuk kurallarının korunması gibi bazı özelliklerle ölçülebilen “kamu kurumlarının kalitesi” ekonomik kalkınma bakımından kamu harcamalarından daha önemlidir. Yukarıda sözü edilen çalışmalar ülkelerarası yatay kesit verilerini analiz etmektedirler. Bu çalışmada ise modern zaman serisi tekniklerini ve yeni ekonometrik yöntemleri kullanarak Keynesçi yaklaşımın ampirik geçerliliğini Türkiye ekonomisi bakımından test edeceğiz. Eşbütünleşme analizi, hata düzeltim modeli ve Granger nedensellik analizi kullanılarak kamu harcamaları ile ekonomik büyüme arasındaki ilişkiler araştırılacaktır. Keynesçi düşünce içinde kamu harcamaları ekonomik büyümeyi etkilemek için kullanılabilir bir dışsal faktör ya da politika aracı olarak görülmektedir. Dolayısıyla, Keynes’e göre nedensellik ilişkisi kamu harcamalarındaki artıştan, ulusal gelirdeki artışa doğru işleyecektir.

Yazının birinci bölümü ampirik olarak test edilecek hipotezlere ilişkin kısa bir teorik açıklamayı kapsamaktadır. Bu bölüm ayrıca daha önce yapılmış ampirik çalışmaları anahatları ile belirtmektedir. İkinci bölüm çalışmada kullanılan ekonometrik metodolojiyi ve analizde kullanılan verileri açıklamaktadır. Üçüncü bölüm ekonometrik sonuçları ifade ederken, dördüncü bölüm bir sonuç yazısını içermektedir.

1. Kısa Teorik Açıklama

Kamu gelirleri ile harcamaları arasındaki zamansal ilişkiyi tanımlamak üzere çok sayıda hipotez ortaya atılmıştır. İlk olarak, Friedman (1978) kamu gelirlerindeki değişimin kamu harcamalarında bir değişime neden olacağını ileri sürmüştür. Friedman’a göre vergilerin arttırılması yalnızca harcamaların artmasına yol açacak ve sonuç olarak bütçe açıklarını azaltmak mümkün olmayacaktır. Buchanan ve Wagner (1977) biraz farklı biçimde vergilerin kamu harcamalarını etkileyeceğini

kabul etmektedirler. Buchanan ve Wagner yaklaşımına göre kamu harcamalarındaki artışlar dolaylı vergilerden kaynaklanmaktadır. Harcamalar dolaysız vergiler dışındaki araçlarla finanse edildiği zaman, kamuoyu devlet harcamalarının dolaylı vergilerle finansmanının bedelinin, dolaysız vergilerle finansmanına göre daha düşük olacağına inanacaktır. Dolaylı vergiler daha yüksek faiz oranlarına, daha yüksek kamu harcamalarına ve enflasyona yol açacaktır.

Yukarıda belirtilen hipotezin geçerli olması, kamu kesiminin sahip olduğu gelirler miktarının harcama düzeyini belirlediğini ifade eder (Katrakilidis, 1997:387). Bu durum, bütçe açığı vermesi istenmeyen vergi rejimlerinde veya geçici olarak bütçe fazlaları ile karşılaşılan rejimlerde görülür.

İkinci olarak; kamu harcamaları-kamu gelirleri hipotezi, devlet harcamalardaki değişimin devlet gelirlerinde değişime yol açacağını ileri sürer. Peacock ve Wiseman (1979) "krizlerin" sonucu olarak devlet harcamalarında ortaya çıkan artışların devlet gelirlerinde sürekli olarak artışlara neden olacağını öngörmektedir. Bu görüşe göre; Şiddetli krizler başlangıçta kamu harcamalarını vergilerin ötesinde artırır ve kamu kesiminin gerekli olan büyüklüğü konusunda halkın görüşlerini değiştirir. Sonuç olarak, başlangıçta acilen gelir elde edilmesi için kullanılan mali araçlar (vergi artışları vs.) sürekli bir kabul görmeye başlar. Bu hipotezi destekleyen bir başka bir düşünce ise kamu harcamalarının kısılması durumunda, buna paralel olarak vergilerin azaltılması gerektiği yönünde beklentilerin yoğunlaşmasının kaçınılmaz olacağıdır. Ricardiyen denklik teoreminden yola çıkan Barro (1974) ise bugün yapılan bir kamu borçlanması, gelecekte artan bir vergi sorumluluğu (taahhüdü) yaratacağını ileri sürmektedir. Dolayısıyla, Barro'nun analizine göre bugünkü devlet harcamalarındaki artışlar, belirli bir süre sonra vergilerde artışlara yol açmaktadır.

Harcamalar-gelirler şeklindeki yukarıda sözünü ettiğimiz hipotez, hükümetin siyasi güdülerinin ve önceliklerinin kamu harcamalarının düzeyini belirlediği bir sistemi ifade eder. Bu durumda; gelirler harcama değişikliklerine belirli bir gecikme ile intibak ederler (Katrakilidis, 1997:387).

Üçüncü olarak; kamu gelirlerinin harcamalarla aynı zamanda değişme eğiliminde olduğu ileri sürülmektedir. Musgrave (1966) ve Meltzer-Richard (1981)'a göre seçmenler kamu harcamalarının ve gelirlerinin uygun düzeyi konusunda karar verirlerken, kamu hizmetlerinin marjinal yararlarını ve marjinal maliyetlerini karşılaştırmaktadırlar. Dolayısıyla, bu mali eşzamanlılık hipotezine göre gelir ve harcama kararları aynı zamanda alınmaktadır. Bu üçüncü durum, devletin harcama düzeyindeki değişimlerin eşzamanlı bir vergilerdirme ile dengelendiği bir sistemi ifade eder (Katrakilidis, 1997:387). Bir dördüncü hipotez, Baghestani ve McNown (1994) tarafından ifade edilmiştir. Bu hipoteze göre

devletin harcama ve vergilendirme kararları kurumsal bakımdan birbirinden ayrılmıştır. Dolayısıyla, kamu gelirleri ve harcamaları birbirlerinden bağımsızlardır.

Yazımızda ikinci olarak Keynesçi kamu harcamaları-ekonomik büyüme ilişkisini ele alacağız. Keynesçi düşünce içinde, kamu harcamaları iktisadi büyümeyi etkileyebilecek bir politika değişkeni olarak görülmektedir. Bu önermeye dayanarak, çok sayıda gelişmekte olan ülkede kamu sektörü büyüme ve ekonomik kalkınmayı gerçekleştirmek konusunda önemli roller üstlenmiştir. Piyasa başarısızlığına (market failure) ilişkin çeşitli durumların bu tip politikaları haklı kıldığı söylenebilir. Devletin özel ve toplumsal çıkarlar arasında uyum sağladığı ve toplumsal bakımdan arzu edilen yatırımları arttırdığı düşünülmektedir.

Yeni klasik iktisat teorisi, kamu sektörünün piyasa güçlerine oranla kaynak dağılımında daha az etkin olduğunu kabul etmektedir. Ayrıca, kamu kesiminin ekonomiye düzenleyici (regulatory) müdahalelerde bulunması piyasanın ekonomik özendiriciler sistemini bozabilir. Bunlara ilaveten, kamu harcamalarının hızlı büyümesi hizmetler sektörünün görece olarak daha büyük oranda büyümesi şeklinde bir yapısal değişime yol açabilir. Öte yandan; ekonomik büyümenin belirleyicileri konusunda son zamanlarda yapılan bazı ampirik çalışmalar, kamu harcamalarının ekonomik büyümeye katkıda bulunmadığını ve hatta zayıf kurumsal yapıları ülkelerde ekonomik büyümeye zarar verdiğini ileri sürmektedirler [Alesina (1997) ve Commander, Davoodi, and Lee (1997)]. Commander ve diğerlerinin (1997) çalışmasına göre küçük bir devlet mekanizması ve iyi kurumlara sahip bir ülkenin kişi başına gelirini iki katına çıkarması ortalama 22 yıl sürerken, büyük bir devlet mekanizmasına ve kötü kurumlara sahip bir ülkenin kişi başına gelirini iki katına çıkarması 239 yıl gerektirmektedir. Ayrıca, dış yardımların kamu harcamalarını arttırdığı fakat ekonomik büyüme üzerinde hiçbir pozitif etkisinin olmadığı belirtilmektedir. Diğer yandan, kamu harcamalarının toplumsal eşitsizlikleri iyileştirmede ve yoksulluğu azaltmadığı ileri sürülmektedir.

Sonuç olarak; eğer kamu harcamaları iktisadi kalkınmayı sağlamada etkin bir politika aracıysa, devlet harcamalarından ulusal gelire doğru bir nedensellik ilişkisinin bulunması gerekir.

Kamu gelirleri-kamu harcamaları hipotezi üzerine yapılan daha önceki ampirik çalışmalar değişik sonuçlar vermiştir. Bu ampirik çalışmaların büyük bölümü Amerikan bütçe sistemi üzerinde yoğunlaşmaktadır [Örneğin; Baghestani and McNown (1994) ve Ross and Payne (1996)]. Ayrıca, Yunanistan'daki bütçe süreci üzerine yapılan ampirik bazı çalışmalar bulunmaktadır [Provopoulos and Zambaras (1991) ve Katrakilidis (1996)]. Keynesçi kamu harcamaları-ekonomik büyüme ilişkisini konu alan ekonometrik çalışmalar da farklı sonuçlar elde etmişlerdir [Holmes and Hutton (1990), Ansari (1993), Commander ve diğerleri (1997)].

2. Metodoloji ve Veriler

Bu çalışmada ele alınan değişkenler aşağıda belirtilmiştir. Kamu gelirleri-kamu harcamaları hipotezini test etmek amacıyla 1955-1995 dönemi yıllık verileri ve Keynesçi kamu harcamaları-ekonomik büyüme ilişkisini sınamak üzere 1960-1995 dönemi yıllık verileri kullanılmıştır. Veriler DİE'nin "İstatistiksel Göstergeler (1923-1995)" adlı yayınından elde edilmiştir. Bütün değişkenler DİE'nin toptan eşya fiyatları endeksi (TEFE) ile deflate edilmiştir.

RGR: Reel kamu gelirleri, LRGR: Reel kamu gelirlerinin logaritması
 RGE: Reel kamu harcamaları, LRGE: Reel kamu harcamalarının logaritması
 RGNP: Reel gayri safi milli hasıla, LRGNP: Reel gayri safi milli hasılanın logaritması

Kamu gelirleri ile kamu harcamaları arasındaki ilişki aşağıdaki genel modeller çerçevesinde incelenmiştir:

$$RGE(t) = \alpha + \beta RGR(t) + u(t) \quad (1)$$

$$RGR(t) = \varphi + \gamma RGE(t) + v(t) \quad (2)$$

Burada $u(t)$ ve $v(t)$ white-noise hata terimlerini temsil etmektedir. Kamu harcamaları ile ekonomik büyüme arasındaki Keynesçi ilişki aşağıdaki biçimde ifade edilebilir.

$$LRGNP(t) = a + b LRGE(t) + \varepsilon(t) \quad (3)$$

Keynesçi yaklaşımın karşıtı ise aşağıdaki biçimde tanımlanabilir.

$$LRGE(t) = a' + b' LRGNP(t) + \varepsilon'(t) \quad (4)$$

Burada $\varepsilon(t)$ white-noise hata terimini temsil etmektedir.

Çalışma bu hipotezlerin ampirik geçerlilişinin araştırılması için zaman serileri analizinin genel metodolojisini kullanmaktadır. Sırasıyla, önce her bir zaman serisi değişkeninin durağan olup olmadığı araştırılmakta, daha sonra ise değişkenler arasında eşbütünleşme ilişkisinin bulunup bulunmadığı incelenmektedir. Son aşamada ise hata düzeltim modelleri (eğer değişkenler arasında eşbütünleşme varsa) ve Granger nedensellik analizi ele alınmaktadır. Modelde kullanılan değişkenlerin zaman serisi özellikleri incelenmeden oluşturulan regresyon modellerinin tahmin edilmesi sahte regresyon (spurious regression) sonuçlarına neden olur (Granger ve Newbold, 1974). Bu durumda, zaman içinde yukarı doğru trend içeren fakat gerçekte ilişkisiz değişkenler arasında anlamlı ilişkiler elde

edilebilir. Dolayısıyla, bu çalışmamızda değişkenlerin zaman serisi özelliklerini dikkate alan yeni ekonometrik yöntemlerden yararlanılacaktır (Johansen-Juselius eşbütünleşme yöntemi, hata düzeltim modelleri ve genişletilmiş Granger nedensellik analizi).

Granger (1986), Engle and Granger (1987), Johansen (1988), ve Johansen ve Juselius (1990) aralarında ortak bir trend bulunan iki değişken arasındaki nedensellik ilişkisini incelemiştirlerdir. Eğer iki zaman serisi durağan değilse fakat bunların bir durağan doğrusal bileşimi bulunuyorsa, o zaman bu iki serinin eşbütünleşmiş olduğu söylenir (Engle and Granger, 1987). Bu çalışmada serilerin durağan olup olmadıklarını incelemek için genişletilmiş Dickey-Fuller (ADF) ve Phillips-Perron (PP) testleri uygulanmıştır. Dickey-Fuller (1979) tarafından geliştirilen ADF test yönteminde kullanılan regresyon denklemi aşağıda gösterilmiştir:

$$\Delta X_t = \beta_0 + \beta t + \rho X_{t-1} + \sum_{i=1}^p \Delta X_{t-i} + \varepsilon_t \quad (4)$$

Burada, Δ birinci sıra fark operatörü, ε_t kovaryans durağan tesadüfi hata terimi, N korelasyonsuz artıkları sağlayan gecikme uzunluğu, ve t zaman trendidir. Sıfır hipotezi zaman serisinin durağan olmadığı şeklindedir. Hipotez testleri (4) numaralı denklemdeki ρ 'nun "t-istatistiği" değerine göre yapılır. Buna karşın, ADF istatistiği standart "t dağılımına" sahip değildir fakat Davidson and MacKinnon (1993) Monte Carlo tekniklerini kullanarak kritik t değerlerini tablo haline getirmiştir. Serisel korelasyonu gidermek için gecikme terimlerinin eklenmesine bir alternatif olarak, Phillips-Perron (1988) yöntemi serisel korelasyonun düzeltilmesi için parametrik olmayan bir düzeltme uygulamaktadır. Kritik değerler ADF testlerinde kullanılanlarla aynıdır. Tahmin edilmiş artıklardan hata varyansının tahminini elde etmek için Newey and West (1987) yöntemi kullanılmaktadır.

Engle-Granger (1987) eşbütünleşme yönteminde, birinci sıra bütünleşmiş iki seriden biri diğerinin üzerine KEKK yöntemi ile regres edilir ve regresyon artıklarının durağan olup olmadığı araştırılır. Eğer iki seri eşbütünleşmişse, regresyon artıklarının durağan olması gerekir. Bu tip eşbütünleşme testlerine artıklara-dayalı eşbütünleşme testleri de denir. Artıkların durağan olup olmadıkları yukarıda sözü edilen birim kök testleri ile araştırılabilir. Bununla birlikte, artıklara dayalı eşbütünleşme test istatistiklerinin asimtotik dağılımları sıradan birim kök test istatistiklerinden farklıdır. Davidson ve MacKinnon (1993) bu tip testler için kritik değerleri Monte Carlo yöntemlerini kullanarak tablolaştırmışlardır.

Johansen-Juselius çok değişkenli eşbütünleşme yöntemi, eşbütünleşme vektör sayısını ve uygun hata düzeltim terimlerini belirlemekte yardımcı olmaktadır. Aşağıdaki vektör otoregresif (VAR) modelini ele alalım:

$$X_t = \Pi_1 X_{t-1} + \dots + \Pi_k X_{t-k} + \varepsilon_t \quad t = 1, \dots, t \quad (5)$$

Burada X_t değişkenler vektörü ve ε_t sıfır ortalamaya ve sabit varyansa sahip hata terimleri vektörüdür. İlk farklar biçiminde ifade edildiğinde (5) numaralı denklem aşağıdaki biçimi alır.

$$\Delta X_t = \Gamma_1 \Delta X_{t-1} + \dots + \Gamma_{k-1} \Delta X_{t-k+1} - \Pi X_{t-k} + \varepsilon_t \quad (6)$$

Burada, $\Gamma_i = -I + \Pi_1 + \dots + \Pi_i \quad i = 1, \dots, k-1$

$$\Pi = I - \Pi_1 - \dots - \Pi_k$$

Π matrisi değişkenler arasındaki uzun dönemli ilişkiler hakkında bilgi vermektedir. Eğer $p \times p$ boyutundaki Π matrisinin rankı sıfırsa ($r = 0$), o zaman X_t 'nin bütün elemanları durağan değildir. Öte yandan, eğer matris tam rank'a sahipse ($r = p$), o zaman X_t 'in bütün elemanları durağandır. Dolayısıyla, değişkenlerin herhangi bir bileşimi durağan seriler verecektir (eşbütünleşme). Eğer $r < p$ ise X_t 'nin elemanları arasında r sayıda sıfırdan farklı eşbütünleşmiş vektör ve $p-r$ sayıda ortak stokastik trend vardır.

Π matrisi $\alpha\beta'$ şeklinde çarpanlara ayrılabilir. Burada " α " $p \times r$ boyutunda vektör hata düzeltim parametreleri matrisini ve " β " ise $p \times r$ boyutunda eşbütünleşme vektörlerini temsil eder. Johansen ve Juselius eşbütünleşme vektörleri sayısını belirlemek üzere iki farklı test önermektedirler: maximum özgül değer (maximum eigenvalue) ve iz (trace) testleri. En fazla r sayıda eşbütünleşme vektörü bulunduğu hipotezini test etmek için iz istatistiği hesaplanır. Maximum özgül değer test istatistiği ise; eşbütünleşmiş vektörlerin sayısının r olduğu şeklindeki sıfır hipotezini, $r+1$ eşbütünleşmiş vektör bulunduğu alternatif hipotezine karşı test eder. Bu iki test istatistiğinin kritik değerleri Johansen-Juselius (1990) tarafından tablollaştırılmıştır.

Granger nedensellik testlerinde, durağan Y_t ve X_t değişkenlerinin geçmiş değerlerini X_t 'nin bugünkü değerlerine regres etmek şeklinde oldukça iyi bilinen bir genel yöntem izlenir (Granger, 1969). Eğer Y_t 'nin geçmiş değerleri X_t 'nin öngörüsünü yapmak için bilgi içeriyorsa, o zaman Granger anlamında Y_t , X_t 'ye neden oluyor demektir ($Y_t \rightarrow X_t$). Değişkenlerin yerleri değiştirilerek yöntem uygulanırsa $X_t \rightarrow Y_t$ hipotezi test edilebilir. Eğer her iki regresyon da nedensellik için olumlu sonuç veriyorsa, o zaman X_t ile Y_t arasında iki yönlü nedensellik ilişkisinin bulunduğu söylenir ($X_t \leftrightarrow Y_t$).

Granger (1986)'ya göre, eşbütünleşmiş değişkenler arasında tek yönlü dahi olsa nedensellik ilişkisi de bulunmalıdır. Eğer değişkenler eşbütünleşmiş ise, eşbütünleşme regresyonundan elde edilen artıklar hata düzeltme modelini tahmin etmek için kullanılabilir.

$$\Delta Y_t = \alpha_1 + \alpha_y EC1_{t-1} + 2i \Delta Y_{t-i} + 3i \Delta Z_{t-i} + \varepsilon_{yt} \quad (7)$$

58

$$\Delta Z_t = \beta_1 + \beta_z EC2_{t-1} + 2i \Delta Y_{t-i} + 3i \Delta Z_{t-i} + \varepsilon_{zt} \quad (8)$$

Yukarıdaki denklemlerde EC eşbütünleşme regresyonundan elde edilen artıkları temsil etmektedir. Eğer eşbütünleşme bulunuyorsa, α_y ve β_z katsayılarından birinin veya her ikisinin birden önemli derecede sıfırdan farklı olması gerekir. Örneğin; β_z 'nin sıfırdan farksız olması durumunda, Z_t deki değişimin uzun dönem dengeden sapmalara cevap vermediği belirtilir. Eğer β_z sıfırsa ve bütün $\beta_{2i} = 0$ ise, o zaman ΔY_t 'nin Granger anlamında ΔZ_t 'ye neden olmadığı söylenir.

3. Ampirik Sonuçlar

İlk olarak, kamu harcamaları-kamu gelirleri hipotezinin geçerliliği Türkiye ekonomisi bakımından ampirik olarak test edilmiştir. Bu amaçla, ilk aşamada analizde kullanılan tüm değişkenlerin zaman serisi özellikleri araştırıldı. Eğer değişkenler durağansa, o zaman klasik regresyon yöntemleri geçerli olacaktır. Bireysel serilerin durağan olup olmadıklarını belirlemek amacıyla genişletilmiş Dickey-Fuller (ADF) ve Phillips-Perron (PP) birim kök testleri uygulanmıştır. ADF ve Phillips-Perron test sonuçları Tablo 1'de gösterilmiştir. ADF testleri için maximum gecikme uzunluğu kısmi otokorelasyon fonksiyonlarından (PACF) en büyük anlamlı gecikme sayısı seçilerek belirlenmiştir. Tablo 1'de ADF testleri için kullanılan maximum gecikme uzunluğu k ile Phillips-Perron testi için kullanılan kesilmiş gecikme parametresi l ile gösterilmiştir.

ADF ve Phillips-Perron testlerine göre %5 ve %10 önemlilik düzeylerinde kamu gelirleri ve kamu harcamaları serileri durağan değildir. Buna karşılık, trendsiz ADF ve Phillips-Perron testlerine göre, her iki serinin birinci farklarının %5 ve %10 önemlilik düzeylerinde durağan oldukları görülmektedir. Trendli ADF istatistiğine göre ise ΔRGE serisi %10 önemlilik düzeyinde durağan iken, ΔRGR serisi %5 önemlilik düzeyinde durağandır.

Birim kök testlerinden sonra, serilerin uzun dönem ilişkileri Johansen-Juselius eşbütünleşme yöntemi kullanılarak incelenmiştir. Johansen-Juselius eşbütünleşme analizinden önce, VAR modelinde kullanılacak maximum gecikme uzunluğunun belirlenmesi gerekmektedir. Eşbütünleşme testi için gecikme uzunluğunun seçiminde Schwarz kriterinden (SC) yararlanılmıştır.

(1) Newey and West (1987)'nin önerdiği gibi $l=3$ olarak alınmıştır.

Tablo 1. Birim Kök Testleri (Kamu Harcamaları ve Gelirleri)

Değişken	<i>k</i>	ADF	ADF (trend)	<i>l</i>	PP
RGE	0	0.680	-1.461	3	1.225
RGR	0	1.032	-1.230	3	1.371
ΔRGE	1	-3.242**	-3.491*	3	8.256**
ΔRGR	1	-3.416**	-3.767**	3	-7.259**

NOTLAR: Bir test istatistiğinin %10 önemlilik düzeyinde anlamlı olması * ile, %5 önemlilik düzeyinde anlamlı olması ** ile gösterilmiştir. ADF test istatistiği kritik değerleri %5 önemlilik düzeyinde -2.9378 ve %10 düzeyinde -2.6069 olarak verilmiştir [Davidson ve MacKinnon (1993)]. Trendli ADF test istatistiği için kritik değerler %5 düzeyinde -3.5279 ve %10 düzeyinde -3.1949 dur. Phillips-Perron testi içinde aynı kritik değerler geçerlidir.

Tablo 2. Johansen İndirgenmiş Rank Yöntemine Göre Eşbütünleşme Test Sonuçları

Hipotez	$r = 0$	%95 kritik değer	$r \leq 1$	%95 kritik değer
İz (trace) testi	5.164	15.410	0.0600	3.762
λ_{\max}	5.104	14.069	0.0600	3.762

NOT: λ_{\max} : maximum özgül değer test istatistiği. Schwarz kriterine (SC) göre VAR modelinde maximum gecikme uzunlu_u ($k=2$) olarak seçilmiştir.

Tablo 2 iz ve maximum özgül değer test istatistiklerinin sonuçlarını sunmaktadır. Tablo 2'den de görülebileceği gibi, kamu gelirleri ile kamu harcamaları arasında %5 önemlilik düzeyinde bir eşbütünleşme vektörü elde edilememektedir. Herhangi bir eşbütünleşme vektörünün bulunmadığı şeklindeki sıfır hipotezi, hem iz (trace) ve hem de maximum özgül değer test istatistikleri sonuçlarına göre %5 önemlilik derecesinde reddedilememektedir.

Bu sonuçlara göre, ele alınan zaman döneminde kamu gelirleri ile kamu harcamaları arasında uzun dönemli bir denge ilişkisinin bulunmadığı söylenebilir. Bununla birlikte, incelediğimiz makro değişkenler arasında bir uzun dönemli ilişki saptayamamış olmamız, zorunlu olarak "bir eşbütünleşmiş sistemin kesinlikle bulunmadığı" şeklinde yorumlanmayabilir. Eşbütünleşme testlerinin yeterince güçlü olmaması veya analiz edilen zaman kesitinin uzun dönemli ilişkileri ele almaya imkan verecek kadar uzun olmaması bu sonucu yaratmış olabilir (Sephton, 1989). Bununla birlikte, eşbütünleşme konusunda herhangi bir kanıt olmadığı için kısa-dönemli dinamikleri modellemize olanak verecek bir hata düzeltim modelinden yararlanmamız mümkün değildir. Ancak, sistemin kısa dönemli

davranışını incelememiz ve Granger nedensellik analizini kullanarak değişkenler arasındaki nedensellik ilişkilerini test etmemiz mümkündür.

Tablo 3'de Granger nedensellik analizine dayanan test sonuçları sunulmaktadır. Testler her bir serinin birinci farkları alınarak uygulanmıştır (durağan seriler). Gecikme uzunluklarının belirlenmesinde SC (Schwarz) kriterinden yararlanılmıştır.

Tablo 3. Granger Nedensellik Analizi Test Sonuçları

Bağımlı Değişken	j	Bağımsız Değişken	h	F-testi	Nedensellik Sonucu
ΔRGR	1	ΔRGE	2	3.6258 (3.27)	$\Delta RGE \rightarrow \Delta RGR$
ΔRGE	1	ΔRGR	1	1.2038 (4.13)	Nedensellik Bulunmuyor

NOTLAR: j bağımlı değişken için gecikme uzunluğunu, h ise bağımsız değişken için gecikme uzunluğunu göstermektedir. Wald-F testi için %5 önemlilik düzeyindeki kritik değerler parantez içinde verilmiştir.

Tablo 3'de verilen Wald-F istatistiklerinin gösterdiği gibi reel kamu harcamalarındaki değişimlerden reel kamu gelirlerindeki değişimlere doğru bir nedensellik ilişkisi bulunmaktadır. Buna karşılık, test sonuçlarına göre kamu gelirlerindeki değişimler kamu harcamalarını etkilememektedir. Dolayısıyla, elde ettiğimiz test sonuçları kamu harcamaları-kamu gelirleri hipotezini desteklemektedir. Başka bir deyişle; önce kamu harcamaları siyasal önceliklere göre gerçekleştirilmekte, belirli bir gecikme ile kamu gelirleri bu duruma intibak göstermektedir.

Bu çalışmada ikinci olarak, Keynesçi kamu harcamaları-ekonomi büyüme ilişkisi ampirik olarak test edildi. Eşbütünleşme testini uygulamadan önce, her bir zaman serisi değişkeninin bütünleşme derecesini araştırdık. ADF ve Phillips-Perron (PP) testlerinin bireysel zaman serilerine uygulanması ile elde edilen sonuçlar Tablo 4'de verilmiştir.

Tablo 4'deki test sonuçlarına göre her iki değişkenin de %5 ve %10 önemlilik derecelerinde birinci sıra bütünleşmiş [yani I(1)] oldukları görülüyor. Dolayısıyla, Engle-Granger yaklaşımını kullanarak kamu harcamaları ile reel GSMH arasında eşbütünleşme bulunup bulunmadığını test edebiliriz. Tablo 5 eşbütünleşme regresyonlarının sonuçlarını [model (3) ve (4)] göstermektedir. Ayrıca, bu regresyonlardan elde edilen artıklar (residuals), ADF ve Phillips-Perron testlerine tabi tutularak durağan olup olmadıkları araştırılmıştır (bakınız Tablo 5). ADF ve Phillips-Perron test istatistiklerine göre, eşbütünleşme bulunmadığı şeklindeki sıfır hipotezi her iki model için de %5 ve %10 önemlilik derecelerinde reddedilmektedir.

Tablo 4. Birim Kök Testleri (Kamu Harcamaları ve GSMH)

Değişken	<i>k</i>	ADF	ADF (trend)	<i>l</i>	PP
LRGNP	0	-1.3459	-1.92523	3	-1.4267
LRGE	1	-1.0505	-2.4035	3	-1.0683
ΔLRGNP	1	-3.9979**	-4.0662**	3	-6.3218**
ΔLRGE	1	-4.5276**	-4.4866**	3	-8.6594**

NOTLAR: Tablo1'in notlarına bakınız. *k*: ADF testleri için kullanılan maximum gecikme uzunluğu, *l*: Phillips-Perron testi için kullanılan kesilmiş gecikme parametresi.

Tablo 5. Engle-Granger Eşbütünleşme Test Sonuçları

Modeller:	R ²	b tahmini	<i>K</i>	ADF	<i>l</i>	PP
Model (3)	0.962	0.922	0	-3.405**	3	-3.447**
Model (4)	0.962	1.043	0	-3.449**	3	-3.526**

NOTLAR: *k*: ADF testi için gecikme uzunluğunu, *l* ise Phillips-Perron testi için gecikme uzunluğunu göstermektedir. ADF ve Phillips-Perron testleri için asimtotik kritik değerler %5 önemlilik düzeyinde -3.34 ve %10 önemlilik düzeyinde -3.04 olarak verilmiştir [Davidson and MacKinnon (1993)]. Bir test istatistiğinin %10 önemlilik düzeyinde anlamlı olması * ile, %5 düzeyinde anlamlı olması ** ile gösterilmiştir.

Kamu harcamaları ile GSMH değişkeni arasında bir eşbütünleşme ilişkisinin bulunduğunu, Johansen-Juselius yöntemine göre elde edilen test sonuçları da doğrulamaktadır [bakınız Tablo 6]. Tablo 6 maximum özgül değer ve iz (trace) istatistiklerinin sonuçlarını göstermektedir. Bu test istatistiklerinin sonuçlarına göre, %5 önemlilik düzeyinde kamu harcamaları ile GSMH değişkeni arasında bir eşbütünleşme vektörünün bulunduğu anlaşılmaktadır.

Tablo 6. Johansen İndirgenmiş Rank Yöntemine Göre Eşbütünleşme Test Sonuçları (Kamu Harcamaları-GSMH)

Hipotez	<i>r</i> = 0	%95 kritik değer	<i>r</i> ≤ 1	%95 kritik değer
İz (trace) testi	17.42*	15.41	2.109	3.762
λ _{max}	15.31*	14.07	2.109	3.762

NOTLAR: λ_{max}: maximum özgül değer test istatistiği. Akaike Bilgi Kriteri (AIC) ve Schwarz kriterine (SC) göre VAR modelinde maximum gecikme uzunluğu (*k*=1) olarak seçilmiştir.

Tablo 7. Hata Düzeltim Modellerinde Granger Nedensellik Analizi Test Sonuçları

Model:	Bağımlı Değişken	j	Bağımsız Değişken	h	F-testi	Hata D.P.
ECM1	Δ LRGNP	1	Δ LRGE	1	0.4207 (4.14) ^c	-0.01237 (-0.09145)
ECM2	Δ LRGE	1	Δ LRGNP	3	3.4570 (2.92) ^c	-0.3584 (-1.8576)

NOTLAR: ECM: Hata Düzeltim Modelini simgelemektedir. j bağımlı değişken için gecikme uzunluğunu, h ise bağımsız değişken için gecikme uzunluğunu göstermektedir. c: Wald-F testi için %5 önemlilik düzeyindeki kritik değerler. Hata düzeltim parametresine (Hata D.P.) ilişkin t-istatistiği değerleri parantez içinde gösterilmiştir.

Analiz ettiğimiz değişkenler arasında eşbütünleşme bulunduğundan dolayı, değişkenlerin kısa dönem davranışları hata düzeltim modelleri çerçevesinde ele alınabilir. Hata düzeltim modellerinin (Error Correction Models-ECM) tahmin edilmesinde Engle-Granger (1987) yönteminden yararlanılmıştır. Hata düzeltim modellerinin tahmininde kullanılan gecikme uzunlukları Akaike ve Schwarz kriterlerine (AIC ve SC) göre belirlenmiştir. Tablo 7 Klasik En Küçük Kareler (KEKK) yöntemi ile tahmin edilen hata düzeltim modellerinde Granger nedensellik analizine ilişkin test sonuçlarını vermektedir.

Tablo 7'deki Wald-F test istatistiği sonuçlarına göre, kamu harcamalarından GSMH'ya doğru bir nedensellik ilişkisi bulunmamaktadır. Ayrıca, birinci hata düzeltim modelindeki (ECM1) hata düzeltim parametresi %10 önemlilik düzeyinde istatistiksel olarak anlamsızdır. Dolayısıyla, bu çalışmada Keynesçi kamu harcamaları-ekonomik büyüme ilişkisini destekleyen ampirik kanıtlar elde edemedik. Buna karşın, Tablo 7'deki Wald-F istatistiği sonuçları GSMH'dan ekonomik büyümeye doğru bir nedensellik ilişkisinin bulunduğunu göstermektedir. İkinci hata düzeltim modeline (ECM1) ait hata düzeltim parametresinin de %10 önemlilik düzeyinde istatistiksel bakımdan anlamlı olduğu görülmektedir.

4. Sonuç

Bu çalışmada ilk olarak, Türkiye ekonomisinin 1955-1995 dönemi yıllık verilerine dayanarak kamu harcamaları ile kamu gelirleri arasındaki zamansal (temporal) nedensellik ilişkilerini araştırdık. Johansen-Juselius eşbütünleşme yöntemi kamu gelirleri ile harcamaları arasında uzun dönemli bir denge ilişkisinin

bulunmadığını ortaya koydu. Kısa dönem ilişkileri gösteren Granger nedensellik analizi ise kamu harcamaları-kamu gelirleri hipotezini desteklemektedir. Başka bir deyişle, kamu harcamaları siyasi güdülerle arttırılmakta ve kamu gelirleri belirli bir gecikme ile harcama değişikliklerine intibak göstermektedir. Peacock ve Wiseman (1979) ve Barro (1974) kamu harcamaları-kamu gelirleri hipotezinin doğruluğunu teorik olarak göstermeye çalışmışlardır. Ayrıca, bu hipotezin geçerli olması durumunda, bütçe açıklarının azaltılmasında kamu harcamalarının kısılmasının daha etkili olduğu söylenebilir.

İkinci olarak, Türkiye ekonomisinin 1960-1995 dönemi yıllık verilerine dayanarak Keynesçi kamu harcamaları-ekonomik büyüme ilişkisini araştırdık. Eşbütünleşme analizi ve hata düzeltim modellerini kullanarak kamu harcamalarının ekonomik büyüme üzerinde etkili olup olmadığını inceledik. Ampirik bulgularımız, kamu harcamalarının Keynesçi rolünü destekleyen bir kanıt getirmemektedir. Bu sonuç, gelişmekte olan ülkelerde kamu kesimini ekonomik kalkınmanın temel aktörü olarak gören anlayışla çelişmektedir. Bununla birlikte, "içsel büyüme teorileri" beşeri-sermaye (human capital) oluşumu için yapılan harcamaların ekonomik büyümeye olan katkısını önemle vurgulamaktadır (Romer, 1990). Dolayısıyla, özellikle sermaye ve beşeri-sermaye birikimine katkıda bulunan kamu harcamalarının ekonomik kalkınma üzerine olan etkilerinin ayrıca araştırılması gerekmektedir. Yeni Klasik Yaklaşımına göre ise kamu harcamalarının arttırılması faiz oranlarını yükselterek özel sektör yatırımlarını azaltacaktır (crowding-out). Yakın zamanlarda gelişmekte olan ekonomiler üzerine yapılan bazı çalışmalar, devlet kurumlarının kalitesinin ekonomik kalkınmanın önemli bir belirleyicisi olduğunu gösterirken, kamu harcamalarının ekonomik büyümeye katkısının bulunmadığı sonucuna ulaşmaktadırlar. Bu çalışmalar, büyük bir devlet mekanizmasının zayıf kurumlara sahip ülkelerde ekonomik büyümeyi engellediğini ortaya koymaktadır. Kamu harcamaları ekonomik büyümeyi pozitif yönde etkilemediği gibi, yoksulluğu azaltmak veya sosyal adaletsizlikleri gidermek gibi bir takım sosyal amaçlara da katkıda bulunmamaktadır. Bununla birlikte, devletin fiziki ve özellikle beşeri-sermaye üzerine yaptığı harcamaların ekonomik büyümeyi hızlandırması beklenebilir. Dolayısıyla, beşeri-sermaye arttırımına yönelik kamu harcamalarının iktisadi kalkınma üzerine olan etkileri ayrıca incelenmelidir.

KAYNAKLAR:

64

- ALESINA, Alberto (1997), "The Political Economy of High and Low Growth" Annual World Bank Conference on Development Economics içinde, (Der. The World Bank), s.217-237.
- ANSARİ, M.I. (1993), "Testing the Relationship Between Government Expenditure and National Income in Canada, Employing Granger Causality and Cointegration Analysis", *Managerial Finance*, 19, s.31-46
- BAGHESTANI, H. ve McNOWN, R. (1994), "Do Revenues or Expenditures Respond to Budgetary Disequilibria ?", *Southern Economic Journal*, October, s.311-322.
- BARRO, Robert J. (1974), "Are Government Bonds Net Wealth ?", *Journal of Political Economy*, November / December, s.1095-1118.
- BUCHANAN, James ve WAGNER, R. (1977), *Democracy in Deficit*, Academic Press, New York.
- COMMANDER, S., DAVOODI, H. ve LEE, U. (1997), *The Causes of Government and Consequences for Growth and Well-Being*, Policy Research Working Paper 1785, World Bank, Washington, D. C.
- DAVIDSON, R. and MacKINNON, J. G. (1993), *Estimation and Inference in Econometrics*, Oxford University Press, 1993.
- DICKEY, D. A. ve FULLER, W. A. (1979), "Distribution of Estimates for Autoregressive Time Series with Unit Roots", *Journal of the American Statistical Association*, 74, s.427- 431.
- ENGLE, R. F. ve GRANGER, C.W.J. (1987), "Co-integration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing", *Econometrica*, March, s.251-276.
- FRIEDMAN, Milton (1978), "The Limitation of Tax Limitation", *Policy Review*, Summer, s.7-14.
- GRANGER, C.W.J. (1969), "Investigation Casual Relationship by Econometric Models and Cross-Spectral Methods", *Econometrica*, 37, s.424-438.
- GRANGER, C.W.J. (1986), "Developments in the Study of Cointegrated Economic Variables", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, August, s.213-228.
- GRANGER, C.W.J. ve NEWBOLD, P. (1974), "Spurious Regression in Econometrics" *Journal of Econometrics*, July, s.111-120.

- HOLMES, J.M. ve HUTTON, P.A. (1990), "On the Casual Relationship Between Government Expenditures and National Income", *The Review of Economics and Statistics*, 72, s.87-95.
- JOHANSEN, Soren (1988), "Statistical Analysis of Cointegration Vectors", *Journal of Economic Dynamics and Control*, June, s.231-254.
- JOHANSEN, Soren And JUSELIUS, K. (1990) "Maximum Likelihood Estimation and Inference on Cointegration: with Applications to the Demand for Money", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, May, s.169-210.
- KATRAKILIDIS, C.P. (1997), "Spending and Revenues in Greece: New Evidence From Error Correction Modelling", *Applied Economics Letters*, 4, s.387-391.
- MELTZER, A. ve RICHARD, S. (1981), "A Rational Theory of the Size of Governments", *Journal of Political Economy*, 89, s.914-927.
- MUSGRAVE, R. (1966), "Principles of Budget Determination" *Public Finance Selected Readings içinde*, (Der. H. Cameron ve W. Henderson), Random House, New York.
- NEWAY, W. And WEST, K: (1987), "A Simple, Positive Semi-Definite, Heteroskedasticity and Autocorrelation Consistent Covariance Matrix", *Econometrica*, vol.55, s.703-708.
- PEACOCK, A.T. ve WISEMAN, J. (1979), "Approaches to the Analysis of Government Expenditure", *Public Finance Quarterly*, 7, s.3-23.
- PHILLIPS, P.C.B. ve PERRON, P. (1988), "Testing for a Unit Root in Time Series Regression", *Biometrika*, 75, s.335-346.
- PROVOPOULOS, G. ve ZAMBARAS, A. (1991), "Testing for Causality Between Government Spending and Taxation", *Public Choice*, 68, s.277-82.
- ROMER, P. (1990), "Human Capital and Growth Theory and Evidence", *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, 32, s.251-286.
- SEPHTON, P. (1989), "Export, Growth and Industrial Development", *Journal of Development Economics*, 31, s.413-415.