

# TÜRKİYE'DE KAMU HARCAMALARI EKONOMİK BÜYÜME İLİŞKİSİ\*

İktisat, İşletme ve Finans (Şubat 1997), Yıl: 12, Sayı: 131, ss: 5-14

Nebiye Yamak<sup>1</sup>  
Yakup Küçükkale<sup>2</sup>

## I. Giriş

Kamu sektörünün toplam ekonomik faaliyetler içerisindeki payının, ekonomik gelişmeyle birlikte artması olgusuna Wagner Yasası denilmektedir. Adolph Wagner'ın XIX. yüzyılda çeşitli ülkelerin ekonomilerini inceleyerek varmış olduğu bu sonuç, kamu harcamalarında artış kanunu olarak da bilinmektedir. Wagner, kamu harcamalarının artış yönünde bir trend takip etmesini, devletin ekonomik ve sosyal yapı içerisindeki rolünün zamanla artmasına bağlamıştır.

Söz konusu yasa, 1961 yılında, Peacock ve Wiseman tarafından, İngiltere ekonomisi için sınanmış ve yasanın geçerli olduğu tespit edilmiştir. Ancak, ekonometrik yöntemlerle yapılmış olan bu analizin sonucunda, kamu harcamalarındaki artış eğiliminin nedenleri Wagner'den daha farklı açıklanmıştır. Peacock ve Wiseman'a göre, ekonomik gelişme dönemlerinde kamu gelirlerinin artması, kamu giderlerinin artmasına neden olmakta, fakat ekonomik gerileme dönemlerinde kamu giderleri eski seviyesine inmediği için kamu giderleri sürekli olarak artmaktadır.

Wagner yasası, özellikle 1970'li yılların sonlarından itibaren, farklı ülkeler için test edilmiştir [Mann (1975), Wagner ve Weber (1977), Heller (1985), Ram (1987), Courakis, Moura-Roque ve Tridimas (1993), vd...]. Bu çalışmaların çoğunda, çift logaritmik regresyon denklemi yapısında, ekonomik faaliyetlerin kamu harcamaları değişkeninin çeşitli varyasyonları üzerindeki etkisinin büyüklüğüne bakılarak, yasanın geçerli olup olmadığı test edilmiştir. Eğer kamu harcamalarının ekonomik büyümeye olan elastikiyeti "bir"den büyükse (bazı spesifikasyonlara göre "sıfır"dan büyükse) yasanın geçerli, aksi takdirde yasanın geçersiz olduğu belirtilmiştir. Ancak, Henrekson (1990) ve Oxley (1994) tarafından da ifade edildiği gibi, bu çalışmalarda kullanılan ekonometrik yöntemler, yasanın geçerli ya da geçersiz olduğunu tam olarak tespit etmek için uygun değildir. Her şeyden önce, modelde kullanılan değişkenlerin zaman serisi özellikleri incelenmeden oluşturulan çift logaritmik bir regresyon denkleminin tahmin edilmesi, Granger ve Newbold (1974)'un da ifade ettiği gibi, gerçekte olmayan ilişkilerin varmış gibi gösterilmesine (spurious regressions) neden olabilmektedir. Diğer taraftan, değişkenlerin zaman serisi özellikleri uygun dahi olsa, sadece elastikiyet değerlerine bakılarak yasanın test edilmesi uygun olmayabilir. Nitekim, oluşturulan regresyon denklemlerinde, değişkenlerin hangisinin bağımlı ve hangisinin bağımsız olacağı, yasanın ifadesine uygun olarak belirlenmiştir. Yani, ekonomik faaliyetlerin Granger anlamda "neden" ve kamu sektörü büyüklüğünün ise "sonuç" değişkeni olduğu başlangıçta kabullenilmiş ve dolayısıyla incelemeye tabi tutulan ilişkinin ekonomik faaliyetlerden kamu sektörüne doğru yönü olduğu varsayılmıştır. Oysa, Wagner Yasasının geçerliliğinin test edilebilmesi için, elastikiyet büyüklüklerinin belirlenmesinin yanı sıra, nedensellik testinin yapılması gerekmektedir. Nitekim, ekonomik faaliyetlerin "sonuç" ve kamu sektörü büyüklüğünün "neden" değişkeni olduğu bir ilişkide, ekonomik faaliyetlerin "neden" ve kamu sektörü büyüklüğünün "sonuç" değişkeni olarak alınıp logaritmik formda oluşturulmuş bir regresyona koşulması durumunda, anlamlı bir ilişki bulunabilir. Fakat, bulunan bu anlamlı

\* Bu çalışma, DİE'nin 1996 yılı Araştırma Sempozyumu'nda sunulmuş olan bildirinin gözden geçirilmiş halidir.

<sup>1</sup> Doç. Dr., KTÜ İİBF İktisat Bölümü

<sup>2</sup> Arş. Gör., KTÜ DBE İktisat Bölümü

ilişki, bağımlı ve bağımsız değişkenlerin yerlerinde kullanılmamış olması nedeniyle yasanın geçerliliğini ispatlamaktan uzaktır.

Bu çalışmadaki amaç, Türkiye’de kamu harcamaları ile iktisadi büyüme arasındaki ilişkiyi Wagner yasası kapsamında, yukarıda verilen ekonometrik problemleri dikkate alarak, uygun bir şekilde test etmektir<sup>3</sup>. Çalışmada kullanılan veriler yıllık olup 1950-1994 dönemini kapsamaktadır.

## II. Ekonometrik Yöntem

Literatürde, kamu harcamaları-büyüme ilişkisinin Wagner Yasası yönünden test için, yaygın olarak kullanılan beş ayrı spesifikasyon vardır. Wagner Yasasının yorumlanmış şekline göre, bu spesifikasyonlarda kullanılan bağımlı ve bağımsız değişken ölçütlerinin farklılık gösterdikleri gözlemlenmektedir. Bu spesifikasyonlar aşağıda gösterildiği gibidir:

$$\text{Model 1: } LRKH_t = \alpha + \beta LRGSMH_t + \varepsilon_t \quad (1)$$

$$\text{Model 2: } LRKH_t = \alpha + \beta LKBDRGSMH_t + \varepsilon_t \quad (2)$$

$$\text{Model 3: } LRKHP_t = \alpha + \beta LKBDRGSMH_t + \varepsilon_t \quad (3)$$

$$\text{Model 4: } LKBDRKH_t = \alpha + \beta LKBDRGSMH_t + \varepsilon_t \quad (4)$$

$$\text{Model 5: } LRKHP_t = \alpha + \beta LRGSMH_t + \varepsilon_t \quad (5)$$

Peacock-Wiseman (1961) test versiyonuna göre (Model 1), kamu harcamaları milli gelirin bir fonksiyonudur ve milli gelir arttıkça kamu harcamaları da artacaktır. (1) nolu denklemde;  $LRKH$ , reel kamu harcamaları serisinin logaritmik değerini ve  $LRGSMH$ , reel gayri safi milli hasıla sersinin logaritmik değerini göstermektedir. Wagner Yasasının geçerli olabilmesi, kamu harcamalarının gelir elastikliğinin ( $\beta$ ’nin) 1’den büyük olmasına bağlanmıştır.

Goffman (1968)’a göre ise (Model 2), Wagner Yasasının geçerliliği, reel kamu harcamalarının gelir elastikliğinin 1’den büyük olmasına bağlıdır. Burada;  $LKBDRGSMH$ , kişi başına düşen reel gayri safi milli hasıla serisinin logaritmik değerini göstermektedir. Bu durumda, hesaplanan  $\beta$  katsayısı 1’den büyük ise, Wagner Yasası geçerli, aksi takdirde geçersiz kabul edilecektir.

Model 3’te Musgrave (1969) test versiyonu görülmektedir. Bu versiyona göre, Wagner Yasasının geçerliliği, kamu harcamalarının toplam ekonomik faaliyetler içerisindeki payının kişi başına düşen milli gelire olan elastikliğinin 0’dan büyük olmasına bağlıdır. Burada,  $LRKHP$ , reel kamu harcamalarının reel gayri safi milli hasıla içindeki payının logaritmik değerini göstermektedir. Wagner Yasası gereği burada da  $\beta$ ’nin sıfırdan büyük olması beklenmektedir.

Michas (1975) test versiyonu, Model 4’te gösterildiği gibidir. Bu versiyona göre, kişi başına düşen reel kamu harcamalarının ( $LKBDRKH$ ) kişi başına düşen reel gayri safi milli hasıla elastikliğinin 1’den büyük olması durumunda, Wagner Yasası geçerli olacaktır.

Model 5, Peacock ve Wiseman’ın Model 1’deki denklemlerinin geliştirilmiş bir versiyonudur. Bu versiyona göre, reel kamu harcamalarının reel gayri safi milli hasıla içindeki payının, reel gayri safi milli hasıla elastikliğinin 0’dan büyük olması, Wagner Yasasının geçerli olduğu anlamına gelecektir.

Model çözümlerinde kullanılacak değişkenlerin durağan olup olmadıkları ve eğer durağan iseler hangi seviyede durağan oldukları Dickey-Fuller (1979, 1981) tarafından geliştirilen ADF test tekniği ile belirlenmiştir. ADF test tekniğinde kullanılan prosedür (6) nolu denklemde gösterilmiştir.

<sup>3</sup> Kamu harcamaları serisi olarak, konsolide bütçenin gider gerçekleştirmeleri serisi alınmıştır.

$$\Delta Y_t = \alpha + \lambda Trend + \rho Y_{t-1} + \sum_{i=1}^k \delta_i \Delta Y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (6)$$

ADF testi, tahmin edilen (6) nolu regresyon denkleminde  $\rho=0$  olup olmadığını test eder.  $H_0$  hipotezi, yani  $\rho=0$  reddediliyorsa,  $Y$  değişkeninin orijinal seviyesinde durağan olduğuna, aksi durumda durağan olmadığına hükmedilir. Orijinal seviyesinde durağan bulunmayan bir serinin birinci farkının durağan olup olmadığını belirlemek için, yukarıdaki test işlemi, serilerin birinci farkları için tekrarlanır. Bu test, seriler durağan bulununcaya kadar ikinci ve hatta üçüncü farkları için de yinelenir. (6) nolu regresyon denkleminde ( $\rho=0$ ) için hesaplanan geleneksel t-istatistiğinin MacKinnon (1991) tarafından verilen kritik değerler ile karşılaştırılarak, genel alternatifine karşı sınanması, değişkenin test edilen seviyesinde durağan olup olmadığını belirlemesini sağlar. ADF testinin sağlıklı sonuç vermesi, her şeyden önce tahmin edilen regresyon denkleminin ardışık bağımlılık probleminden uzak olmasına bağlıdır. Söz konusu denklemde ardışık bağımlılık probleminin giderilmesi, bağımlı değişkenin birinci farkının “ $k$ ” dönemlik gecikmesinin açıklayıcı değişken olarak modele katılmasını gerektirmektedir. ADF testine tabi tutulan değişkenlerin “ $k$ ” (gecikme) sayısı, Schwartz’ın bilgi kriteri yardımıyla belirlenmiştir.

Bilindiği üzere iki değişken arasında ko-entegrasyon (uzun dönem) analizinin gerçekleştirilebilmesi için, analize tabi tutulan her bir değişkenin en az birinci derecede entegre olmaları gerekmektedir. Aynı zamanda değişkenlerin entegre dereceleri de eşit olmalıdır. Çalışmada kullanılan ko-entegrasyon testlerinden ilki Engel Granger (EG) tarafından geliştirilen iki aşamalı test tekniğidir. EG tekniğinde, durağan olmayan iki seriden biri diğerinin üzerine regress edilmiş ((7) nolu denklem) ve bu regresyon denkleminde elde edilen hata terimlerinin,  $RES$ , durağan olup olmadığına bakılarak ((8) nolu denklem) ko-entegrasyon testi gerçekleştirilmiştir. Eğer hata terimleri durağan bulunmuşsa, iki seri arasında uzun dönem ilişkisinin mevcut olduğu sonucuna varılmıştır. Diğer bir ifadeyle, bu serilerin uzun dönemde birlikte hareket ettikleri, aksi durumda ise, serilerin ko-entegre olmadıkları diğer bir ifadeyle uzun dönemde aynı stokastik trendi paylaşmadıkları sonucu çıkarılmıştır.

$$\log Y_t = \alpha + \beta \log X_t + RES_t \quad (7)$$

$$\Delta RES_t = \eta + \sum_{i=1}^k \gamma_i \Delta RES_{t-i} + \lambda RES_{t-1} + \varepsilon_t \quad (8)$$

Uzun dönem ilişkilerinin tespiti amacıyla yapılan bir diğer ko-entegrasyon test tekniği ise Johansen-Juselius (1990) tekniğidir. Johansen-Juselius (JJ) ko-entegrasyon tekniği, durağan olmayan serilerin farkları ile seviyelerini içeren VAR (Vector Auto Regression) tahmininden oluşur. Seviyelerinde durağan olmayan iki seri ( $X$  ve  $Y$ ) düşünülün. Bu durumda,  $Z$ ,  $X$  ve  $Y$  serilerini içeren bir vektör olmak kaydıyla, JJ tahmini için oluşturulan VAR modeli aşağıdaki gibi olacaktır:

$$\Delta Z_t = \Gamma_1 \Delta Z_{t-1} + \dots + \Gamma_{k-1} \Delta Z_{t-k+1} + \Pi Z_{t-k} + \varepsilon_t \quad (9)$$

Burada;  $\Gamma_i$ , ( $i = 1, 2, \dots, k-1$ )  $Z_t$  vektörünün birinci farkının gecikmelerini ifade eden değişkenlerin parametreler matrisini;  $\Pi$ , değişkenlerin seviyelerine ilişkin parametre matrisini ve  $\varepsilon$  de VAR modelinin kalıntılarını ifade etmektedir.  $\Pi Z$  matrisi,  $Z$  vektöründe yer alan değişkenlerin seviyelerine ilişkin doğrusal kombinasyonlar içerdiğinden, bu matrise bakarak modelin uzun dönem özellikleri hususunda bilgi edinmek mümkündür. Ototegresif modeldeki

gecikme dönem sayısının tespiti için, Sims (1980)'in geliştirdiği “En Yüksek Olabilirlik Rasyo Testi” kullanılmıştır. Bu test uygulanırken, VAR modeli, başlangıçta seçilen en yüksek gecikme sayısı için tahmin edilmiş, bu kısıtsız model, gecikme dönem sayısının birer birer azaltıldığı kısıtlı modele karşı en yüksek olabilirlik rasyo istatistiği ile test edilmiştir. Kısıtlı modelin red edildiği yerdeki gecikme dönem sayısı, otoregresyonun gecikme uzunluğu olarak kullanılmıştır. Aralarında uzun dönem ilişkisi aranan değişkenler arasındaki ko-entegrasyon ilişkileri, iki test istatistiği yardımıyla değerlendirilmiştir. Bunlardan biri “İz”, diğer “Maksimum Özdeğer Test” istatistiğidir. İz testi,  $\Pi$  matrisinin (değişkenlerin seviye değerlerini içeren vektörün katsayılar matrisinin) rankını inceler ve matris rankının  $r$ 'ye eşit ya da  $r$ 'den küçük olduğunu ifade eden  $H_0$  hipotezini test eder<sup>4</sup>. Maksimum özdeğer test istatistiği ise, ko-entegre vektörün  $r$  olduğunu ifade eden  $H_0$  hipotezini,  $r+1$  olduğunu ifade eden alternatifine karşı test eder. Her iki test istatistiğinin kritik değerleri, Johansen ve Juselius (1990) tarafından verilmiştir. Eğer  $\Pi$  matrisinin rankı sıfır ise,  $Z$  matrisini oluşturan değişkenlerin birbirleriyle ko-entegre olmadıkları sonucuna ulaşılır. Aynı matrisin rankı “bir” ise,  $Z$  matrisindeki iki değişkenin uzun dönemde birlikte hareket ettikleri sonucu elde edilir.

Çalışmada, değişkenler arasındaki nedensellik ilişkisinin tespitinde ise “Genişletilmiş Granger Nedensellik Testi” kullanılmıştır. Granger (1988)'a göre ko-entegre değişkenler arasında (tek yönlü dahi olsa) nedensellik ilişkisi de bulunmaktadır.  $X$  ve  $Y$  gibi iki ko-entegre seri düşünüldüğünde, bu iki seri arasındaki nedensellik analizinde kullanılacak olan “Hata Düzeltme” modeli aşağıdaki gibi ifade edilebilir:

$$\Delta X_t = \alpha_0 + \sum_{s=1}^k \alpha_{1s} \Delta X_{t-s} + \sum_{i=1}^m \alpha_{2m} \Delta Y_{t-m} + \psi_1 RES_{t-1}^1 + \varepsilon_{1t} \quad (10)$$

$$\Delta Y_t = \beta_0 + \sum_{j=1}^n \beta_{1j} \Delta X_{t-j} + \sum_{h=1}^p \beta_{2h} \Delta X_{t-h} + \psi_2 RES_{t-1}^2 + \varepsilon_{2t} \quad (11)$$

Burada,  $RES$  ko-entegrasyon denkleminin hata terimlerini temsil etmektedir. Granger nedensellik testi uygulanırken, tahmin edilen (10) nolu denklemde  $\alpha_{2m}$ 'lar grup halinde ve/veya  $\psi_1$  sıfıra eşit bulunmuşsa,  $Y$ 'nin Granger anlamda neden ve  $X$ 'in sonuç değişkeni olmadığı şeklindeki sıfır hipotezi reddedilemez. Aksi durumda  $X$ 'in neden  $Y$ 'nin de sonuç olduğuna karar verilir. Aynı şekilde, (11) nolu denklemde  $\beta_{2h}$ 'lar bir grup halinde ve/veya  $\psi_2$  sıfıra eşit bulunmuşsa,  $X$ 'in Granger anlamda  $Y$ 'ye neden olmadığı sonucu çıkarılır. Ters durumda ise,  $X$ 'in neden ve  $Y$ 'nin sonuç değişkeni olduğuna karar verilir.

### III. Bulgular

Çalışmada kullanılan değişkenlerden her birinin birinci derece entegre oldukları, Genişletilmiş Dickey-Fuller (ADF) birim-kök test yöntemiyle tespit edilmiştir. ADF test sonuçları Tablo 1'de gösterildiği gibidir.

ADF testinden elde edilen bulgular çerçevesinde, her bir model ayrı ayrı çalıştırılmış ve bulunan hata terimlerinin durağan olup olmadıkları yine ADF tekniği ile test edilmiştir. Bilindiği üzere, seviyelerinde durağan olmayan iki değişkenin bir araya gelmesi sonucunda elde edilen hata terimlerinin durağan olması, Engle-Granger tekniği gereği, söz konusu iki değişken arasında ko-entegrasyon ilişkisinin var olduğunu göstermektedir. Ayrıca, kullanılan ekonometrik yöntem çerçevesinde, Wagner Yasasının geçerli olabilmesi için, modellerde yer alan değişkenler arasında uzun dönem ilişkisinin de var olması gerekmektedir. Bu çalışmada, her bir model için uzun dönem ilişkileri, Engle-Granger (1987) ve Johansen-Juselius (1990)

<sup>4</sup> Burada  $r$  ko-entegrasyon vektör sayısını gösterir.

ko-entegrasyon test teknikleri kullanılarak analiz edilmiştir. Engle-Granger ko-entegrasyon test sonuçları ve elastikiyet katsayıları ( $\beta$  lar) Tablo 2’de sunulmuştur. Hesaplanan ADF-t istatistiklerine göre, her bir modelde yer alan değişken çiftleri arasında ko-entegrasyon ilişkisinin var olduğu belirlenmiştir.

| <b>Tablo 1: Durağanlık (ADF) Test Sonuçları</b> |                                  |                                   |
|---|----------------------------------|-----------------------------------|
| <b>Değişken</b>                                 | <b>Trendli ADF-t istatistiği</b> | <b>Trendsiz ADF-t istatistiği</b> |
| LRKH  | -2.8909 (0) [-3.5136]            | -0.94371 (1) [-2.9303]            |
| LRGSMH  | -1.9446 (1) [-3.5162]            | -1.74080 (1) [-2.9303]            |
| LKBDRKH   | -2.9891 (0) [-3.5136]            | -0.99301 (1) [-2.9303]            |
| LKBDRGSMH                                       | -2.2617 (1) [-3.5162]            | -1.49520 (1) [-2.9303]            |
| LRKHP   | -2.5208 (1) [-3.5162]            | -1.16800 (1) [-2.9303]            |
| $\Delta$ LRKH                                   | -8.8483 (0) [-3.5162]*           | -8.92140 (0) [-2.9303]*           |
| $\Delta$ LRGSMH                                 | -4.9719 (1) [-3.5189]*           | -4.77980 (1) [-2.9320]*           |
| $\Delta$ LKBDRKH                                | -8.8222 (0) [-3.5162]*           | -8.91990 (0) [-2.9303]*           |
| $\Delta$ LKBDRGSMH                              | -5.1525 (1) [-3.5189]*           | -5.11410 (1) [-2.9320]*           |
| $\Delta$ LRKHP                                  | -9.3800 (0) [-3.5162]*           | -9.50620 (0) [-2.9303]*           |

**Not:** Tabloda parantez içi değerler, Schwartz bilgi kriterine göre belirlenen gecikme dönem sayılarını göstermektedir. Köşeli parantez içindeki değerler, McKinnon %5 kritik değerleridir. Ayrıca, I(1) olan değişkenler, yani birinci derece entegre olan değişkenler “\*” üst indisi ile gösterilmiştir.

| <b>Tablo 2: Engle-Granger Ko-entegrasyon Test Sonuçları</b> |   |                             |
|---|---|-----------------------------|
| <b>Modeller</b>   | <b><math>\beta</math> Parametreleri</b> | <b>ADF-t İstatistikleri</b> |
| Model 1   | 1.36                                    | -3.9146 (0) [-3.4779]*      |
| Model 2   | 2.75                                    | -4.4276 (0) [-3.4779]*      |
| Model 3   | 0.74                                    | -4.1305 (0) [-3.4779]*      |
| Model 4   | 1.74                                    | -4.1305 (0) [-3.4779]*      |
| Model 5   | 0.36                                    | -3.9146 (0) [-3.4779]*      |

**Not:** Tabloda parantez içi değerler, gecikme dönem sayılarını ve köşeli parantez içindeki değerler de McKinnon %5 kritik değerlerini göstermektedir. “\*” üst indisi, değişkenler arasında ko-entegrasyon ilişkisi olmadığı şeklindeki  $H_0$  hipotezinin reddedildiğini ifade etmektedir.

Ayrıca, Johansen-Juselius ko-entegrasyon testi için gerekli olan istatistikler hesaplanmış ve modellerin tamamında  $r=1$  olarak belirlenmiştir. İz Testi ve Maksimum Özdeğer İstatistik değerleri Tablo 3’te sunulmuştur.

| <b>Tablo 3: Johansen-Juselius Ko-entegrasyon Test Sonuçları [VAR(1)]</b> |                                     |                              |                           |                              |
|--|-------------------------------------|------------------------------|---------------------------|------------------------------|
| <b>Değişkenler</b>   | <b>Maksimum Özdeğer İstatistiği</b> |                              | <b>İz İstatistiği</b>     |                              |
|  | <b><math>r = 0</math></b>           | <b><math>r \leq 1</math></b> | <b><math>r = 0</math></b> | <b><math>r \leq 1</math></b> |
| LRKH-LRGSMH  | 16.4045 [14.9000]                   | 4.6168 [8.1760]              | 21.0213 [17.9530]         | 4.6168 [8.1760]              |
| LRKH-LKBDRGSMH   | 19.4934 [14.9000]                   | 3.9099 [8.1760]              | 23.4034 [17.9530]         | 3.9099 [8.1760]              |
| LRKHP-LKBDRGSMH  | 17.1965 [14.9000]                   | 4.1482 [8.1760]              | 21.3447 [17.9530]         | 4.1482 [8.1760]              |
| LKBDRKH-LKBDRGSMH  | 17.1965 [14.9000]                   | 4.1482 [8.1760]              | 21.3447 [17.9530]         | 4.1482 [8.1760]              |
| LRKHP-LRGSMH   | 16.4045 [14.9000]                   | 4.6168 [8.1760]              | 21.0213 [17.9530]         | 4.6168 [8.1760]              |

**Not:** Köşeli parantez içindeki değerler %5 düzeyindeki kritik değerlerdir.

Tablo 3’teki veriler doğrultusunda elde edilen vektörlere göre, söz konusu beş model için uzun dönem ilişkileri aşağıdaki şekilde belirlenmiştir.

$$\text{Model 1: } LRKH_t = 1.3277 LRGSMH_t$$

$$\text{Model 2: } LRKH_t = 2.7934 LKBDRGSMH_t$$

Model 3:  $LRKHP_t = 0.73912 LKBDRGSMH_t$   
 Model 4:  $LKBDRKH_t = 1.7291 LKBDRGSMH_t$   
 Model 5:  $LRKHP_t = 0.3277 LRGSMH_t$

JJ ko-entegrasyon test sonuçlarından da açıkça görüldüğü üzere, Wagner Yasasının geçerliliğini ifade eden ilişkiler uzun dönem açısından gerekli ve yeterli şartları sağlamışlardır. Nitekim, Model 1, 2 ve 4'te hesaplanan  $\beta$  katsayıları "bir"den büyük, Model 3 ve 5 için de "sıfır"dan büyük çıkmıştır. Johansen-Juselius ko-entegrasyon testi sonucunda elde edilen bu elastikiyetler, daha önce Engle-Granger testinden elde edilen elastikiyetlerle büyük bir uyum göstermiştir.

Gerek EG ve gerekse JJ testlerine göre belirlenen uzun dönem ilişkileri, yasanın geçerliliğini ispatlayan bir görüntü çizmiş olsalar da, çalışmanın başında da ifade edildiği gibi, modeller, tamamen yasanın ifadesine uygun düşecek şekilde oluşturulmuştur. Oysa, neden değişkeni olarak kullanılan bir değişken sonuç, ve aynı şekilde, sonuç değişkeni olarak kullanılan bir değişken de neden değişkeni olabilir.

Neden ve sonuç değişkenlerinin yerinde kullanılmadığı bir durumda, eğer bu iki değişken kendi aralarında bir korelasyon içeriyorlarsa, yine anlamlı bir sonuç bulunabilecektir. Bu nedenle, aralarında kısa dönem ilişkileri aranan değişkenler arasında, nedensellik testinin yapılması daha güvenilir sonuçlar elde edilmesini sağlayacaktır. Çalışmada her bir model için yapılan nedensellik testlerinin sonuçları Tablo 4'te özetlenmiştir.

| <b>Tablo 4: Nedensellik Test Sonuçları</b> |                       |                       |                    |                           |
|--|-----------------------|-----------------------|--------------------|---------------------------|
| Modeller                                   | Bağımlı Değişken      | Bağımsız Değişken     | F-Test İstatistiği | Hata Düzeltme Parametresi |
| Model 1                                    | $\Delta LRKH(2)$      | $\Delta LRGSMH(1)$    | 0.213 [0.647]      | -0.555 [-3.25]***         |
|  | $\Delta LRGSMH(4)$    | $\Delta LRKH(1)$      | 0.083 [0.774]      | -0.056 [-1.05]            |
| Model 2                                    | $\Delta LRKH(2)$      | $\Delta LKBDRGSMH(1)$ | 1.160 [0.288]      | -0.594 [-3.69]***         |
|  | $\Delta LKBDRGSMH(4)$ | $\Delta LRKH(1)$      | 0.337 [0.565]      | -0.017 [-0.28]            |
| Model 3                                    | $\Delta LRKHP(1)$     | $\Delta LKBDRGSMH(1)$ | 0.0005 [0.982]     | -0.506 [-3.08]***         |
|  | $\Delta LKBDRGSMH(4)$ | $\Delta LRKHP(1)$     | 0.063 [0.803]      | -0.053 [-0.96]            |
| Model 4                                    | $\Delta LKBDRKH(2)$   | $\Delta LKBDRGSMH(1)$ | 0.502 [0.482]      | -0.599 [-3.48]***         |
|  | $\Delta LKBDRGSMH(4)$ | $\Delta LKBDRKH(1)$   | 0.063 [0.803]      | -0.053 [-0.96]            |
| Model 5                                    | $\Delta LRKHP(1)$     | $\Delta LRGSMH(1)$    | 0.014 [0.904]      | -0.452 [-2.78]***         |
|  | $\Delta LRGSMH(4)$    | $\Delta LRKHP(1)$     | 0.083 [0.774]      | -0.056 [-1.05]            |

**Not:** Tabloda parantez içi değerler gecikme dönem sayılarını, köşeli parantez içindeki değerler kritik değerleri ve "\*\*\*" üst indisi ise bulunan test istatistiğinin %1 düzeyinde anlamlı olduğunu göstermektedir.

Nedensellik testlerinde elde edilen sonuçlar, her bir model için, ekonomik büyümeyi ifade eden değişkenin neden ve kamu sektörü büyüklüğünü ifade eden değişkenin de sonuç değişkeni olduğunu göstermektedir. Bu durumda, yasanın geçerliliğini test etmek amacıyla kurulan modellerin nedensellik açısından doğru oluşturulduğunu söylemek mümkündür.

#### IV. Sonuç

Bu çalışmada, kamu harcamaları ile ekonomik büyüme arasındaki ilişkiler, ko-entegrasyon ve nedensellik testleri kapsamında incelenmiştir. Gerek Engle-Granger gerekse Johansen-Juselius ko-entegrasyon test sonuçları, Türkiye'de kamu harcamaları ile ekonomik büyüme arasında uzun dönem ilişkisinin var olduğunu göstermiştir. Ayrıca, kamu harcamaları ile ekonomik büyüme arasında nedensellik açısından da anlamlı ve beklenen yönde ilişkiler tespit edilmiştir. Ekonomik büyüme, Granger anlamda kamu harcamalarını pozitif yönde etkilerken, kamu harcamaları ekonomik büyümeyi herhangi bir şekilde etkilememektedir.

Nitekim, parametre tahmin sonuçlarından da görüleceği üzere, ekonomik büyüme gerçekleştikçe kamu harcamaları da artmaktadır. Ülkemizde özelleştirme çalışmalarının hızlandığı son yıllarda, kamu kesiminin toplam ekonomi içindeki payının giderek azalması gerektiği şeklindeki görüşler, bu çerçevede geçersiz gözükmemektedir. Ayrıca, ekonomik büyüme nedeniyle ortaya çıkan kamu harcamaları artışından veya kamu kesiminin toplam ekonomik faaliyetler içerisindeki payının artmasından da rahatsızlık duymak gereksiz ve yersiz olacaktır.

### **Abstract**

#### **The Relationship Between Public Expenditure And Economic Growth In Turkey**

Few studies in the literature have investigated the validity of Wagner's "Law of expanding public expenditure" by using time series tests. In the tradition of Wagner's Law, this paper attempts to empirically investigate the relationship between public expenditure expansion and economic growth in Turkey for the period of 1950-1994. Results of cointegration tests indicate that long-run movements in presence of this correlation appears to be due to Granger causality running from public expenditure expansion to economic growth, not the other way around supporting Wagner's Law for the case of Turkey.

## **Kaynakça**

- Courakis, A.S., Moura-Roque, F., Tridimas, G., “Public Expenditure Growth in Greece and Portugal: Wagner’s Law and Beyond”, **Applied Economics**, 25, 1993, pp: 125-134.
- Dickey, D.A., and Fuller, W.A., “Distribution of the Estimators for Autoregressive Series with a Unit Root”, **Journal of the American Statistical Association**, 74, 1979, pp: 427-431.
- Dickey, D.A., and Fuller, W.A., “Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series with a Unit Root”, **Econometrica**, 49, pp: 1057-1072.
- Engle, R.F., and Granger, C.W.J., “Cointegration and Error Correction: Representation, Estimation and Testing”, **Econometrica**, 55, 1987, pp: 251-276.
- Heller, P.S., “Diverging Shares in the Nominal and Real Government Expenditure in GDP: Implications for Policy”, **National Tax Journal**, 34, 1985, pp: 61-74.
- Henrekson, M., *Wagner’s Law-A Spurious Relationship?*, FIEF Working Paper, 1990, Stockholm.
- Goffman, I.J., “On the Empirical Testing of Wagner’s Law: A Technical Note”, **Public Finance**, 22, 1967, pp: 423-461.
- Granger, C.W.J., “Some Recent Developments in a Concept of Causality”, **Journal of Econometrics**, 39, 1988, pp: 213-228.
- Granger, C.W.J., and Newbold, P., “Spurious in Econometrics”, **Journal of Economics**, 2, 1974, pp: 111-120.
- Johansen, S., “Statistical Analysis of Cointegration Vector”, **Journal of Economic Dynamics and Control**, 12, 1988, pp: 231-254.
- Johansen, S., and Juselius, K., “Maximum Likelihood Estimation and Inference on Cointegration with Applications to the Demand for Money”, **Oxford Bulletin of Economics and Statistics**, 52, 1990, pp: 169-210.
- Mann, A.J., “Wagner’s Law: An Econometric Test for Mexico”, *National Tax Journal*, 33, 1980, pp: 189-201.
- MacKinnon, J.G., *Critical Values for Co-integration Tests*, UC San Diego Discussion Paper, 1990, 90-4.
- Michas, N.A., “Wagner’s Law of Public Expenditure: What is the Appropriate Measurement for a Valid Test?”, **Public Finance**, 30, 1975, pp: 77-85
- Musgrave, R., *Fiscal System*, Yale University Press, 1969
- Oxley, L., “Cointegration, Causality and Wagner’s Law: A Test for Britain 1870-1913”, **Scottish Journal of Political Economy**, 41(3), 1994, pp: 286-298
- Peacock, A.T., and Wiseman, J., *The Growth of Public Expenditure in the United Kingdom*, Princeton University Press, 1961, Princeton.
- Ram, R., “Wagner’s Hypothesis in Time-Series and Cross-Section Perspectives: Evidence from Real Data for 115 Countries”, **Review of Economics and Statistics**, 62, 1987, pp: 194-204.
- Sims, C.A., “Macroeconomics and Reality”, **Econometrica**, 48, 1980, pp: 1-49.
- Wagner, R.E., and Weber, W.E., “Wagner’s Law, Fiscal Institutions and the Growth of Government”, **National Tax Journal**, 30, 1977, pp: 59-68
- Yaser, B.S., and Rajan, T.R.T., “Share of Government in Gross National Product”, **METU Studies in Development**, 12, 1985, pp: 107-118.