

# Wagner Kanunu'nun Türkiye Ekonomisi için Sınanması: Çeşitli Zaman Serisi Bulguları

## Öz

Bu çalışma, çeşitli zaman serisi yöntemleri kullanarak Türkiye'de Wagner Kanunu'nun geçerliliğini sınamaktadır. Wagner Kanunu, basit olarak, ekonomi büyüdükçe kamu harcamalarının artma eğiliminde olduğunu öne sürmektedir. Bu amaçla, çalışmada Türkiye ekonomisinin 1960-2015 dönemine ilişkin bazı ekonometrik bulgulara yer verilmektedir. Johansen eşbütünleşme testi ve ARDL sınır testinden elde edilen sonuçlar kamu harcamalarıyla ekonomik büyüme arasında uzun dönemli bir ilişki bulunduğunu göstermektedir. Çalışma ayrıca yapısal kırılmaları da göz önünde bulundurarak FMOLS ve DOLS tahmin sonuçlarını sunmaktadır. Uygulanan tüm analizlerden elde edilen bulgular birbirleriyle tutarlı olup, Wagner Kanunu'nun Türkiye ekonomisi için geçerli olduğunu göstermektedir.

**Anahtar Kelimeler:** *Wagner Kanunu, Kamu Harcamaları, Eşbütünleşme, ARDL Sınır Testi, FMOLS, DOLS.*

**Raif CERGİBOZAN<sup>1</sup>**

**Emre ÇEVİK<sup>2</sup>**

**Caner DEMİR<sup>3</sup>**

# Testing the Wagner's Law for Turkish Economy: Some Findings from Time Series Data

## Abstract

This study tests the validity of Wagner's Law in Turkey by employing several time series methods. Wagner's Law basically suggests that government spendings tend to increase as the economy grows. For this purpose, the study presents some econometric findings from Turkish economy for the 1960-2015 period. The results obtained via the Johansen cointegration test and ARDL bounds test indicate that there exists a long-run relationship between government expenditure and economic growth. The study also presents FMOLS and DOLS estimation results considering the structural breaks. The findings from all the analyses of the study are consistent with each other and reveal that Wagner's Law is valid for Turkish economy.

**Keywords:** *Wagner's Law, Public Expenditures, Cointegration, ARDL Bounds Test, ARDL, FMOLS, DOLS.*

<sup>1</sup> Yrd. Doç. Dr., Kırklareli Üniversitesi, İ.İ.B.F., İktisat Bölümü, raif.cergibozan@klu.edu.tr (sorumlu yazar)

<sup>2</sup> Araş. Gör., Marmara Üniversitesi, İktisat Fakültesi, Ekonometri Bölümü, cevik.emre@marmara.edu.tr

<sup>3</sup> Yrd. Doç. Dr., Kırklareli Üniversitesi, İ.İ.B.F., İktisat Bölümü, caner.demir@klu.edu.tr

## 1. Giriş

Kamu harcamalarının ekonomi içerisindeki payı, ekonomi biliminin kendisi kadar geçmişe dayanan bir tartışma konusudur. Diğer pek çok tartışmalı husus gibi, bu tartışma da ekonomiye ilişkin savunulan ideolojilerin ön kabullerine göre farklı argümanlara dayanmıştır. Bazı düşünce ekolleri kamu harcamalarının ekonomik döngü içinde önemli bir fonksiyonu olduğunu öne sürerken, bazıları kamunun payındaki artışların özel sektörün işleyişi ve gelişimini sekteye uğratacağını öne sürmektedirler. Bu çalışmada ise kamu harcamalarının ekonomik büyümedeki artışla beraber artacağını ifade eden Wagner Kanunu üzerinden bir analiz yürütülecektir.

Adolph Wagner tarafından 1883 ve 1890 tarihlerinde temellerini atılarak ortaya konan bu görüş, ilerleyen yıllarda pek çok teorik ve ampirik çalışmaya da konu edilmiştir. Hatta konuya ilişkin pek çok yorumlamada, kamu harcamalarındaki artışın büyüme hızından daha büyük olacağı ve kamu harcamalarının gelir esnek olduğunu ifade edilmiştir (Kolluri vd, 2000). Wagner Kanunu, pek çok çalışma tarafından yine pek çok farklı ülke veya örneklem için ampirik olarak sınanmış ve bu sinamanın nasıl olması gerektiğine ilişkin de çeşitli fikirler öne sürülmüştür. Wagner Kanunu'na ilişkin literatürde yer alan pek çok çalışma, kamu harcamaları ile büyüme arasındaki bu hipotezin en az beş farklı şekilde sınanabileceğini göstermektedir (bkz. Henrekson, 1993; Chang, 2002; Florio ve Colautti, 2005; Ziramba, 2008; Huang, 2006; Babatunde, 2011; vb.). Bu temel beş model Tablo 1'de yer almakta olup, kamu harcamaları ile büyüme arasındaki ilişkiyi ele alan Goffman (1968), Gupta (1967), Mann (1980), Musgrave (1969) ve Peacock ve Wiseman (1961) çalışmalarına dayanmaktadır. Tabloda yer alan fonksiyonlardan da anlaşılacağı gibi, bağımlı değişken ve açıklayıcı değişkenler model tanımlamasına bağlı olarak stok miktarları, kişi başına değerleri veya kamu harca-

malarının hasılaya oranını temsil edebilmektedir. Bu durum, açıklayıcı değişkene ilişkin elde edilen katsayılara, yani elastikiyetlere ilişkin beklenen değerlerin farklılaşmasına sebebiyet vermektedir.

Burada G reel kamu harcamalarını, Y reel Gayri Safi Yurtiçi Hasıla'yı ve P ise nüfusu ifade etmektedir. Buna göre, Y/P kişi başına reel GSYİH, G/P kişi başına reel kamu harcamalarını ve G/Y ise kamu harcamalarının GSYİH'ya oranını göstermektedir. Tablo 1'den anlaşılacağı üzere, Wagner Kanunu'nun geçerli olabilmesi için Goffman, Gupta ve Peacock versiyonlarında  $\beta$  değerinin pozitif ve 1'den büyük olması gerekirken, Mann ve Musgrave versiyonlarında ise  $\beta$  değerinin pozitif ve sıfırdan büyük olması gerekmektedir. Konunun fonksiyonel yapısı, ampirik analizin yer aldığı üçüncü bölümde daha detaylı bir şekilde inceleneceği için bu noktayı şimdilik burada bırakıp, konuya ilişkin mevcut literatürde yer alan bazı çalışmalara değinelim.

Her ne kadar bu çalışmada Wagner Kanunu'nun Türkiye ekonomisindeki geçerliliğine ilişkin bir analiz yapılıyor olsa da, ilgili literatürde yer alan başka ülkelere yönelik analizlerin bulgularına göz atmakta da fayda vardır. Uygulamada pek çok ülkenin aynı anda analize konu edilerek bir sonuca ulaşıldığı panel veri analizi, teknik açıdan pek çok avantaja sahip olsa da, Wagner Kanunu gibi ortaya atılan hipotezin ülkelerin sahip oldukları koşullara göre değişkenlik gösterebileceği durumlarda analize konu olan bazı ülkeler için sapmalı bir çıktı verebilmektedir. Ram (1987) tam da bu noktaya değinerek 115 ülke için yaptığı çalışmada, panel veri analizinden elde edilen sonuçlar ile hipotezin reddine işaret ederken, zaman serisi bulgularının örneklem yarısından fazlası için tam tersi bulgulara işaret ettiğini ifade etmiştir. Ram (1987)'in değindiği bu hususa bağlı olarak, bu çalışmanın da ağırlıklı olarak çeşitli zaman serisi yöntemleri üzerinde durması nedeniyle ilgili literatürde yer alan tek ülkeli analizler üzerinde duracağız.

Tablo 1. Wagner Kanunu'nun Farklı Versiyonları

Versiyon	Fonksiyonel Yapı	Beklenen $\beta$ değeri
Goffman Versiyonu	$G = \alpha + \beta(Y / P)$	$\beta > 1$
Gupta Versiyonu	$G / P = \alpha + \beta(Y / P)$	$\beta > 1$
Mann Versiyonu	$G / Y = \alpha + \beta(Y)$	$\beta > 0$
Musgrave Versiyonu	$G / Y = \alpha + \beta(Y / P)$	$\beta > 0$
Peacock Versiyonu	$G = \alpha + \beta(Y)$	$\beta > 1$

Böylece, hem Türkiye ve diğer ülkeler için elde edilen bulguları karşılaştırma imkanı, hem de kullanılan çeşitli yöntemlere kısa da olsa değinmek mümkün olacaktır.

Courakis vd. (1993) benzer politik ve ekonomik görünümlere sahip oldukları için Yunanistan ve Portekiz ekonomilerini ele alarak, 1958-1985 dönemini kapsayan bir analiz yapmış ve hipotezi destekleyen bulgulara rastlayamamışlardır. Islam (2001) ise ABD'nin 1929-1996 dönemini kapsayan oldukça uzun bir zaman serisi aracılığıyla eşbütünleşme testi yapmış ve ABD için hipotezin geçerli olduğunu ortaya koymuştur.

Kamu harcamalarının farklı şekillerde gerçekleşiyor olmasına bağlı olarak, bazı araştırmacılar hipotezin alt harcama kolları için ayrı ayrı sınanması gerektiğini öne sürmüşlerdir. Kolluri vd. (2000) G7 ülkeleri için ayrı ayrı eşbütünleşme testi yaparak her bir ülkede milli gelirdeki artışların kamu harcamalarını arttırıp arttırmadığını incelemiştir. Kamu harcamalarını da hem kamu tüketim, hem transfer, hem de toplam harcamalar şeklinde ayrı ayrı ele alan çalışmanın bulguları, her üç model için de Wagner Kanunu'nun geçerli olduğunu göstermektedir. Bairam (1995) da 1972-1991 döneminde ABD ekonomisi için kamu harcamalarını alt bölümlere ayırarak incelemiştir. Çalışmanın bulguları, Wagner Kanunu'nun sadece savunma dışı kamu harcamaları için geçerli olduğunu göstermektedir. Buna göre, sadece bu tip kamu harcamalarındaki artış, gelirdeki artıştan daha büyük gerçekleşmektedir. Benzer bir şekilde, Chletsos ve Kollias (1997) da Wagner Kanunu'nu sınamak için 1958-1993 dönemi Yunanistan ekonomisini ele almış ve kamu harcamalarını alt bölümlerine ayırarak incelemiştir. Diğer tüm alt bölümlere ilişkin yapılan testler, Wagner Kanunu'nu reddeden sonuçlar ortaya koyarken, savunma harcamalarının hipotezi destekler sonuçlar verdiği gözlenmiştir. Bu bağlamda çalışma, söz konusu hipotezi Yunanistan özelinde inceleyen bir diğer çalışma olan Courakis vd. (1993) ile büyük ölçüde tutarlı olsa da, ekonomik büyümenin savunma odaklı kamu harcamaları üzerinde farklı bir etki yarattığını ifade etmektedir.

Chang (2002), 1951-2006 dönemi için Güney Kore, Tayvan, Tayland, ABD, İngiltere ve Japonya gibi üç yeni sanayileşmiş, üç de sanayileşmiş ülkeyi ele alarak yine ülkeler özelinde eşbütün-

leşme analizi yaparak bu farklı gelişmişlik patikalarında bulunan ülkelerde Wagner Kanunu'nun farklılaşp farklılaşmadığını incelemiştir. Elde edilen bulgulara göre, Tayland dışındaki beş ülkede, Wagner Kanunu'nun geçerli olduğu gözlenmiştir. Tayland'a ilişkin bu bulgu literatürde yer alan bazı önceki bulgularla çelişse de Chang (2002), çalışmasının gerek örneklem genişliği, gerekse kullandığı ekonometrik tekniklerin güncelliği nedeniyle daha güvenilir olduğunu iddia etmektedir.

Huang (2006) ise Çin ve Tayvan ekonomilerinin 1979-2002 dönemini ele alarak eşbütünleşme ve nedensellik analizleri ile Wagner Kanunu'nun bu ülkelerdeki geçerliliğini sınamıştır. Elde edilen bulgulara göre her iki ülkede de hipotez reddedilmiş, yani Wagner Kanunu geçersiz kılınmıştır. Burada özellikle Tayvan için elde edilen bulgunun Chang (2002) ile çelişmekte olduğu dikkat çekmektedir. Ancak çalışmalardan birinin veri setinin 1950'lerden, diğerinin ise 1970'lerin başlatılması bu çelişen bulguların karşılaştırılması için bir engel teşkil etmektedir. Öte yandan, Atasoy ve Gür (2016) de Çin ekonomisi özelinde, 1982-2011 dönemini kapsayarak yaptıkları analizde Wagner Kanunu'nun geçerli olduğu sonucuna ulaşmışlardır. Bu gibi farklı sonuçların ortaya çıktığı durumlarda, Tayvan'a ilişkin çalışmalardaki durum için yorumda bulunacak olursak, görece geniş olan veri seti ile olası yapısal kırılmaların da dikkate alındığı ek analizler yapılarak elde edilen sonuçların makul bir zeminde karşılaştırılması mümkün kılınabilir. Çin ekonomisi için farklılaşan durum ise, Atasoy ve Gür (2002)'ün de öne sürdüğü gibi, büyük ölçüde kullanılan yöntem farkından kaynaklanmaktadır. Bu noktada, güncel ve daha gelişmiş yöntem kullanımı, elde edilen sonuçların güvenilirliği açısından oldukça önem taşımaktadır.

Burney (2002), 1969-1994 dönemi Kuveyt ekonomisini ele aldığı çalışmasında yine uygulanan eşbütünleşme testleri sonucunda Wagner Kanunu'nun geçerli olmadığını ortaya koymuştur. Burney (2002) bu sonucu diğer ülkelerin sonuçlarıyla karşılaştırdığında, Wagner Kanunu'nun çoğunlukla geliri yerli ekonomi tarafından belirlenen ülkelerde geçerli olduğunu, ancak Kuveyt gibi geliri dış faktörlere bağlı bir ekonomide bundan bahsetmenin mümkün olmadığını ifade etmiştir. Benzer şekilde, Babatunde (2011) Nijerya için 1970-2006 dönemini kapsayan analizinde eşbütünleşme ve nedensellik testleri sonuçlarına göre Wagner

Kanunu'nun Nijerya ekonomisi için geçerli olmadığını ortaya koymuştur.

Kumar vd. (2012), Yeni Zelanda ekonomisinin 1960-2007 dönemini ele aldıkları çalışmada, çeşitli eski ve yeni nesil eşbütünleşme testlerini ve bir nedensellik testini kullanarak Wagner Kanunu'nun geçerliliğini test etmişlerdir. Çalışmada elde edilen bulgular birbirlerini destekler nitelikte olup, Wagner'in hipotezinin Yeni Zelanda için geçerli olduğunu ortaya koymaktadır. Barra vd. (2015) ise Wagner Kanunu'nu İtalya ekonomisinin 1951-2009 dönemi için sınamış ve kanunun geçerli olduğu sonucuna varmıştır. Buna ek olarak, çalışmanın asli araştırma sorusu olan mali kurumların İtalya'da Wagner Kanunu'nun geçerliliğini etkileyip etkilemediği noktasında da önemli bulgular elde edilmiştir. Buna göre, analize konu edilen dönemde rejim değişiminin varlığına işaret edilmiş ve kurumsal değişiklikler neticesinde büyümenin kamu harcamalarını artırıcı etkisinin azaldığı ortaya konmuştur.

Wagner Kanunu'nu Türkiye ekonomisi özelinde inceleyen çalışmalara bakıldığında da çoğunlukla nedensellik ve Johansen eşbütünleşme yöntemlerinin kullanıldığı, makalelerin yayınlandığı döneme bağlı olarak farklı dönemlerin analize konu edildiği görülmektedir. Literatürde Türkiye için yapılan analizlerin pek çoğu, Wagner Kanunu'nun geçerliliğine işaret eden sonuçlar ortaya koymuştur (bkz. Yamak ve Zengin, 1997; Terzi, 1998; Gacaner, 2005; Işık ve Alagöz, 2005; Mohammadi vd., 2008; Selen ve Eryiğit, 2009; Oktayer, 2011; Taşseven, 2011; vb.). Ancak sayıları görece az da olsa, ilgili literatürde Türkiye için Wagner Kanunu'nun geçersiz olduğu şeklinde sonuca ulaşan çalışmalar da bulunmaktadır (bkz. Halıcıoğlu, 2003; Bağdigen ve Çetintaş, 2003; Çavuşoğlu, 2005; Başar vd., 2009; vb.).

Çalışmanın kapsamı ve bununla ilgili mevcut literatüre değinilmesinin ardından, çalışmanın izleyen alt bölümlerinde, yapılacak olan nicel analizin teorik geri planına ve elde edilen ampirik bulgulara yer verilecektir.

## 2. Veri Seti ve Yöntem

Çalışmanın ekonometrik analizlerinde kullanılacak olan tüm veriler, Dünya Bankası Veritabanı'ndan

elde edilmiş olup, tüm değişkenlerin doğal logaritması hesaplanarak kullanılmaktadır. Bu bölümün izleyen kısımlarında, ekonometrik analizlerde kullanılacak olan Johansen Eşbütünleşme Testi, ARDL Sınır Testi ve Gregory-Hansen Eşbütünleşme testine ilişkin bilgi verilecektir.

### 2.1. Johansen Eşbütünleşme Testi

Johansen eşbütünleşme testi, vektör otoregresyona (VAR) dayanmaktadır. Bu test yöntemi, bir matrisin rankı ve karakteristik kökleri arasındaki ilişkiyi temel almaktadır. Johansen (1988) eşbütünleşme testinde olabilirlik oranı istatistiği ile iz (Trace) ve maksimum öz değer (Maximum Eigenvalue) testlerini önermektedir.

Aynı dereceden durağan olan seriler için  $p$  gecikmeli VAR( $p$ ) modeli denklem (1)'de verilmektedir.

$$y_t = \mu + B_1 y_{t-1} + \dots + B_p y_{t-p} + e_t \quad (1)$$

Denklem (1)'de  $y_t$ ,  $nx1$  boyutlu değişkenler vektörü ve  $e_t$  ise  $nx1$  boyutlu artıkları göstermektedir. Bu durumda, VAR modeline dayalı Vektör Hata Düzeltme Modeli (VECM) denklem (2)'de gösterildiği gibi olmaktadır.

$$\Delta y_t = \mu + \Pi y_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \Gamma_i \Delta y_{t-i} + e_t \quad (2)$$

Denklem (2)'de  $\Delta$  fark operatörü,  $y_t$  değişken vektörü,  $\mu$  sabit vektörü,  $\Pi = \sum_{i=1}^p B_i - I$  ve  $\Gamma_i = - \sum_{j=i+1}^p B_j$  'dir. Eğer  $\Pi$  katsayı matrisi,  $r < n$  olmak koşuluyla indirgenmiş ranka sahip olduğunda  $r$  ranklı  $nxr$  boyutlu  $\alpha$  ve  $\beta$  matrisleri var olmaktadır ve bu matrisler de  $\Pi = \alpha\beta^T$  ve  $\beta^T y_t$  olmak koşuluyla durağan olmaktadır (Hjalmarsson and Österholm, 2007). Bu durumda, eşbütünleşme ilişkisinin sayısını gösteren rank sayısı  $r$ 'dir.  $\alpha$ , ayarlama katsayısı,  $\beta$  ise eşbütünleşme vektörünü ifade etmektedir. Johansen (1995) eşbütünleşme ilişkisini gösteren iki test önermektedir. Bunlar iz ve maksimum özdeğer testleridir. Bu test istatistikleri oluşturulurken  $\Delta y_t$  ile  $y_{t-l}$  kanonik korelasyonlarının en büyüğü olan  $r$ 'yi dikkate almaktadır. Geliştirdikleri test istatistikleri ise denklem (3) ve denklem (4)'te verilmektedir.

$$J_{iz} = -T \sum_{i=r+1}^n \ln(1 - \hat{\lambda}_i) \quad (3)$$

$$J_{\max} = -T \ln(1 - \hat{\lambda}_{r+1}) \quad (4)$$

Denklemler (3) ve (4)'te yer alan  $T$ , örneklem hacmini,  $\hat{\lambda}_i$ ,  $i=1,2,\dots,n$  için,  $i$  inci en büyük kanonik korelasyon katsayısını göstermektedir. İz ve maksimum öz değer testlerinin sıfır hipotezleri,  $r \leq n-1$  adet eşbütünlük vektörü olmasına karşın alternatif hipotezler değişmektedir. İz testinin alternatif hipotezi  $r \geq n$  ve maksimum öz değer testinin alternatif hipotezi  $r=n$  şeklindedir. Karşılaştırılan kritik değerler ise, Johansen (1988, 1995)'ten elde edilmektedir.

## 2.2. Gecikmesi Dağıtılmış Otoregresif (ARDL) Model

Doğrusal zaman serisi analizlerinde, değişkenler arasındaki eşbütünlük ilişkisi incelenirken, analize dahil edilen serilerin aynı düzeyde durağan olmaları gerekmektedir. Engle ve Granger (1987) ile literatüre giren eşbütünlük analizi, zamanla geliştirilerek Johansen (1988) ve Johansen ve Juselius (1990) gibi çalışmalarla farklılaştırılmıştır. Pesaran ve Shin (1999) ve Pesaran vd. (2001) yapmış oldukları çalışmalarda, yeni bir eşbütünlük testi önermektedirler. ARDL modeline dayalı bu testte, Johansen eşbütünlük testinde olduğu gibi bütün değişkenlerin aynı dereceden durağan olmasına ihtiyaç duyulmadan, değişkenlerin düzey değerde ve birinci farklarda durağan olduğu durumlarda da analize dahil edilmesine olanak sağlanmaktadır (Dritsakis, 2011). ARDL testinin bir başka avantajı da, Johansen metodunda VAR analizine dayalı sistem çözümlemesine gerek kalmadan tek bir ARDL eşitliği ile daha az parametre ile tahmin edilebilir olmasıdır (Khalil ve Dombrecht, 2011).

Genel olarak  $ARDL(p,q)$  modeli denklem 5'te verildiği gibidir:

$$y_t = \alpha_0 + \alpha_1 t + \sum_{i=1}^p \varphi_i y_{t-i} + \beta' x_t + \sum_{i=0}^{q-1} \beta_i^* \Delta x_{t-i} + u_t \quad (5)$$

Denklemler 5'te  $x_t$ ,  $k$  boyutlu birbirleriyle eşbütünlük olmayan  $I(1)$  değişkenlerini;  $u_t$  sıfır ortalamalı ve sabit varyanslı otokorelasyonsuz hata terimini göstermektedir (Pesaran ve Shin, 1999). Denklem 5, polinomal gecikmeli operatörleri olan  $C(L) = 1 - \gamma_1 L - \gamma_2 L^2 - \dots - \gamma_p L^p$  ve  $B(L) = 1 - \beta_1 L - \beta_2 L^2 - \dots - \beta_q L^q$  olmak koşulu ile ye-

niden düzenlenirse daha dar haliyle denklem 6'da  $ARDL(p,q)$  verildiği gibi yazılabilmektedir (Greene, 2007).

$$C(L)y_t = \mu + B(L)x_t + \delta w_t + \varepsilon_t \quad (6)$$

## 2.3. Sınır Testi Yaklaşımı

Pesaran vd. (2001) tarafından önerilen bu yöntem, aralarında eşbütünlük ilişkisi araştırılan değişkenlerin  $I(0)$  ya da  $I(1)$  olduğuna bakılmaksızın değişkenler arasındaki uzun dönem ilişkiliyi test etmek amacıyla önerilmektedir. Sınır testi,  $ARDL(p,q)$  modelinin hata düzeltme modelinin en küçük kareler yöntemi ile tahmin edilmesiyle gerçekleştirilmektedir. Denklem 7'de  $ARDL(p,q)$  tekniğine dayalı eşbütünlük test denklemi verilmektedir.

$$\Delta y_t = \alpha_0 + \alpha_1 t + \pi_1 y_{t-1} + \pi_2 x_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \psi_i \Delta y_{t-i} + \sum_{i=0}^q \zeta_i \Delta x_{t-i} + \varepsilon_t \quad (7)$$

Denklemler 7'de  $\Delta$  fark operatörü olup  $t$  ise trendi göstermektedir. Eşbütünlük ilişkisinin olup olmadığını test etmek amacıyla değişkenlerin düzey verilerinin birinci gecikmesinin katsayılarının sıfıra eşit olup olmadığı ( $H_0: \pi_1 = \pi_2 = 0$ )  $F$  testi yardımıyla kısıtlı ve kısıtsız regresyonlar tahmin edilerek hesaplanmaktadır. Test istatistiği denklem 8'de verilmektedir.

$$F_{BDM} = \frac{(SSR_r - SSR_{ur}) / r}{SSR_{ur} / (T - k)} \quad (8)$$

Denklemler 8'de  $SSR_r$  kısıtlı modelin tahmininden elde edilen hata kareler toplamı,  $SSR_{ur}$  kısıtsız modelin tahmininden elde edilen hata kareler toplamı,  $r$  ve  $(T-k)$  serbestlik dereceleri olmak koşuluyla sırasıyla  $r$  kısıt sayısı,  $T$  toplam gözlem sayısı ve  $k$  ise kısıtsız modelde tahmin edilen parametre sayısıdır. Elde edilen  $F_{BDM}$  istatistiği, Pesaran vd. (2001) çalışmasındaki kritik değerler ile karşılaştırılır. Hesaplanan  $F_{BDM}$  istatistiği alt kritik değerden daha küçükse sıfır hipotezi reddedilemez ve eşbütünlük ilişkisinin olmadığı sonucuna ulaşılır. Üst değerden büyükse sıfır hipotezi reddedilip eşbütünlük ilişkisinin varlığından söz edilecektir.  $F_{BDM}$  istatistiği, alt ve üst sınır arasında bir değer olarak elde edildiğinde kesin bir yorum yapılamayıp eşbütünlük ilişkisi diğer yöntemlerle araştırılmalıdır (Karagöl vd., 2007).

## 2.4. Gregory-Hansen Eşbütünleşme Testi

Gregory ve Hansen (1996), yapmış oldukları çalışmada, rejim değişikliğine izin veren eşbütünleşme testini önermektedirler. Bu test yöntemi, iki aşamalı Engle-Granger eşbütünleşme testine benzer olup uzun dönem vektöründe yapısal kırılmanın araştırılmasına da olanak sağlamaktadır (Korkmaz vd., 2013).

Gregory-Hansen eşbütünleşme testinde sıfır hipotezi, diğer eşbütünleşme testlerinde olduğu gibi eşbütünleşmenin olmadığı şeklindedir. Ancak alternatif hipotez farklıdır ve alternatif hipotezler için üç modeli ele almaktadırlar. Bu modellerin açıklamasından önce kullandıkları kukla değişken aşağıdaki gibidir:

$$\varphi_{tr} = \begin{cases} 0, & \text{eğer } t \leq [n\tau] \\ 1, & \text{eğer } t > [n\tau] \end{cases}$$

Bu eşitlikte  $\tau$ , 0 ile 1 arası değerler alan yapısal kırılma noktası olup  $[\cdot]$  tam sayı olduğunu belirtmektedir. Alternatif hipotezleri tanımlayan modeller ise düzeyde değişim, trendli düzeyde değişim ve rejim değişim modelleridir. Bu modellerden düzeyde değişim modeli denklem (9)'da verilmiştir.

$$Y_{1t} = \mu_1 + \mu_2 \varphi_{tr} + \alpha^T Y_{2t} + e_t \quad (9)$$

$Y_{1t}$  ve  $Y_{2t}$ ,  $t=1, 2, \dots, T$  için değişken vektörlerini,  $\mu_1$  sabiti,  $\mu_2$  ise değişim zamanındaki sabitteki değişimi göstermektedir. Serinin trend içererek düzeyde değişiminin gösterildiği model ise denklem (10)'da yer almaktadır.

$$Y_{1t} = \mu_1 + \mu_2 \varphi_{tr} + \beta t + \alpha^T Y_{2t} + e_t \quad (10)$$

$t$  trend değişkeni olmak üzere bu modelde eğim vektörünün yapısal değişimine izin vermektedir. Son olarak rejim değişimini, diğer bir ifadeyle yapısal kırılmayı gösteren model ise denklem (11)'de yer almaktadır.

$$Y_{1t} = \mu_1 + \mu_2 \varphi_{tr} + \alpha_1^T Y_{2t} + \alpha_2^T Y_{2t} \varphi_{tr} + e_t \quad (11)$$

Bu modelde ise  $\mu_1$  ve  $\mu_2$  sabit değişim modelinde olduğu gibi,  $\alpha_1$  rejim değişimden önce eşbütünleşme eğim katsayısını;  $\alpha_2$  ise eğim katsayılarında değişimi göstermektedir (Gregory and Hansen, 1996).

## 2.5. Gregory-Hansen Test İstatistikleri

Gregor-Hansen Eşbütünleşme testinin sıfır hipotezi, diğer eşbütünleşme testlerinde olduğu gibi eşbütünleşmenin olmadığı şeklindedir. Alternatif hipotezler ise denklem (9), (10) ve (11)'de yer alan ve bundan sonra Model 1, Model 2 ve Model 3 olarak adlandırılacak olan modellerdeki gibidir. Bu yöntemde bilinmesi gereken, eşbütünleşme vektörlerinde sadece bir yapısal kırılmanın olduğu durumda uygulanabilir olmasıdır (Sadeghi and Ramakrishna, 2014). Bununla beraber üç adet test istatistiği önerilmiş olup bunlar  $ADF(\tau)$ ,  $Z_t$  ve  $Z_\alpha$  istatistikleridir.

$ADF(\tau)$  test istatistiği, Dickey ve Fuller (1979) tarafından önerilen birim kök testi olup  $t$  istatistiğine dayanmaktadır. Test edilen modelin artıklarının, bir başka deyişle  $e_{tr}$ 'nin  $\tau$  değişim zamanına göre durağan olup olmadığını  $e_{tr}$ 'nin  $t$  istatistiğinin kritik değerleriyle karşılaştırılmakta olup aşağıda gösterildiği gibidir:

$$ADF(\tau) = \frac{\hat{e}_{t-1,\tau}}{std.hata(\hat{e}_{t-1,\tau})} \quad (12)$$

$Z_\alpha(\tau)$  ve  $Z_t(\tau)$  istatistikleri ise şu şekilde tanımlanmaktadır:

$$Z_\alpha(\tau) = n(\hat{\rho}_\tau^* - 1) \quad (13)$$

$$Z_t(\tau) = (\hat{\rho}_\tau^* - 1) \left( \frac{\hat{\gamma}_\tau(0) + 2 \left( \sum_{j=1}^M w \left( \frac{j}{M} \right) \hat{\gamma}_\tau(j) \right)}{\sum_{t=1}^{n-1} \hat{e}_{tr}^2} \right)^{-1}$$

$\hat{\rho}_\tau^*$  sapması düzeltilmiş birinci dereceden korelasyon katsayısını göstermekte olup aşağıdaki gibi elde edilir:

$$\hat{\rho}_\tau^* = \frac{\sum_{t=1}^{n-1} \left( \hat{e}_{tr} \hat{e}_{t+1\tau} - \sum_{j=1}^M w \left( \frac{j}{M} \right) \hat{\gamma}_\tau(j) \right)}{\sum_{t=1}^{n-1} \hat{e}_{tr}^2} \quad (14)$$

Bu eşitlikte  $w(\cdot)$  spectral yoğunluk tahmincileri için kernel yoğunluklarını,  $\hat{\gamma}_\tau(\cdot)$  otokovaryans fonksiyonunu,  $M$  ise band genişliği sayısını göstermektedir.

## 3. Bulgular

Çalışmada, Wagner Kanunu'nun geçerliliğini farklı modeller için analiz etmeden önce Granger

ve Newbold (1974)'ta ortaya konan sahte regresyon (*spurious regression*) probleminin önüne geçebilmek için ilk aşamada değişkenlerin durağanlıkları kontrol edilmektedir. Bu amaçla, zaman serisi değişkenlerinin durağanlıklarını kontrol etmek için farklı birim kök testlerine başvurulmaktadır. Bu çalışmanın analizinde  $Y/P$ ,  $Y$ ,  $G/Y$ ,  $G/P$  ve  $G$  değişkenlerinin birim kök içerip içermedikleri Genişletilmiş Dickey-Fuller (ADF) ve Phillips-Peron (PP) testleri ile sınamakta ve birim kök test sonuçları Tablo 2'de verilmektedir. Her iki test sonucuna göre de, ele alınan değişkenlerin tümü düzey değerde birim köke sahip iken birinci farkları alındığında birim kök içermemektedir.

Çalışmada kullanılacak değişkenlerin durağanlıkları incelendikten sonra tüm değişkenlerin birinci farkının durağan olduğu sonucuna ulaşılmaktadır. Bu durumda çalışmada kullanılacak olan değişkenlerin tümü  $I(1)$ 'dir. Tüm değişkenlerin aynı mertebeden durağan olması sebebiyle çalışmada ilk olarak bu değişkenler arasındaki uzun dönemli ilişki Johansen Eşbütünleşme testi aracılığıyla analiz edilecektir. Wagner Kanunu'nun test edilmesinde kullanılan beş farklı model için Johansen Eşbütünleşme Test sonuçları Tablo 3'te yer almaktadır.

Beş model için de eşbütünleşme testinden elde edilen sonuçlara göre, hem iz hem de maksimum öz değer istatistiği değişkenler arasında bir eşbütünleşme vektörü olduğunu göstermektedir. Her iki istatistikten elde edilen değerler de kritik değerleri aştığından “*bu seriler arasında uzun dö-*

*nemli ilişki yoktur*” yönündeki sıfır hipotezi reddedilebilmektedir. Buna göre Goffman versiyonu için kişi başına GSYİH ve reel kamu harcamaları arasında, Gupta versiyonu için kişi başına GSYİH ve kişi başına kamu harcamaları arasında, Mann versiyonu için GSYİH ve kamu harcamalarının GSYİH'ya oranı arasında, Musgrave versiyonu için kişi başına GSYİH ve kamu harcamalarının GSYİH'ya oranı arasında ve son olarak Peacock versiyonu için ise GSYİH ve reel kamu harcamaları arasında uzun dönemli ilişki bulunmaktadır. Bir sonraki aşamada, hem kısa hem de uzun dönem dinamikleri görmemizi sağlayan VECM sonuçlarına yer verilmektedir. Buna göre elde edilen tahmin sonuçları Tablo 4'te yer almaktadır.

Johansen Eşbütünleşme Testi'nden elde edilen  $\beta$  değerleri, Wagner Kanunu'nun geçerliliği açısından değerlendirilecek olursa, Goffman, Gupta ve Peacock versiyonları için  $\beta$  değerinin 1'den büyük olduğu ve Mann ve Musgrave versiyonları için ise sıfırdan büyük olduğu görülmektedir. Elde edilen bu katsayılar, Tablo 1'de verilen Wagner Kanunu'nun geçerliliği için gerekli olan  $\beta$  değerlerini karşılamaktadırlar. Tahmin edilen modellerin tümünün otokorelasyon ve değişen varyans sonuçları içermediği görülmektedir. Tahmin sonuçlarından görüleceği üzere, beş farklı model için de hata düzeltme terimi negatif ve istatistiksel olarak anlamlı bulunmaktadır. Bu durumda, kısa dönemde oluşacak bir dengesizliğin farklı modeller için yaklaşık %9 ile %36'sının bir sonraki dönemde düzeltilerek uzun dönem dengesine yaklaşması beklenmektedir.

Tablo 2. ADF-PP Birim Kök Test Sonuçları

Değişkenler	ADF		PP		Karar
	Düzye	Birinci Fark	Düzye	Birinci Fark	
$Y/P$	-3.116	-7.615	-3.116	-7.633	$I(1)$
$Y$	-3.006	-8.321	-3.311	-8.301	$I(1)$
$G/Y$	-3.006	-6.955	-2.399	-6.991	$I(1)$
$G/P$	-2.197	-6.359	-2.379	-6.411	$I(1)$
$G$	-2.361	-6.385	-2.472	-6.436	$I(1)$
Kritik Değer	-3.50	-2.93	-3.50	-2.93	

Not: Kritik değerler, Fuller (1976)'den elde edilmiş olup 0.05 anlamlılık düzeyinde düzey değerler için sabitli ve trendli; fark serileri için sabitli modelin değerleridir.

Tablo 3. Johansen Eşbütünleşme Test Sonuçları

<i>Test İstatistikleri (Goffman Versiyonu)</i>				
	İz İstatistiği		Maksimum Öz değer İstatistiği	
	İstatistik Değeri	5 % C.V.	İstatistik Değeri	5 % C.V.
r = 0	24.1**	20.3	18.6**	15.9
r ≤ 1	5.5	9.2	5.5	9.2
<i>Test İstatistikleri (Gupta Versiyonu)</i>				
	İz İstatistiği		Maksimum Öz değer İstatistiği	
	İstatistik Değeri	5 % C.V.	İstatistik Değeri	5 % C.V.
	22.7**	20.3	18.0**	15.9
r ≤ 1	4.7	9.2	4.7	9.2
<i>Test İstatistikleri (Mann Versiyonu)</i>				
	İz İstatistiği		Maksimum Öz değer İstatistiği	
	İstatistik Değeri	5 % C.V.	İstatistik Değeri	5 % C.V.
r = 0	26.1***	20.3	21.3***	15.9
r ≤ 1	4.8	9.2	4.8	9.2
<i>Test İstatistikleri (Musgrave Versiyonu)</i>				
	İz İstatistiği		Maksimum Öz değer İstatistiği	
	İstatistik Değeri	5 % C.V.	İstatistik Değeri	5 % C.V.
r = 0	23.1**	20.3	15.9*	15.9
r ≤ 1	7.3	9.2	7.3	9.2
<i>Test İstatistikleri (Peacock Versiyonu)</i>				
	İz İstatistiği		Maksimum Öz değer İstatistiği	
	İstatistik Değeri	5 % C.V.	İstatistik Değeri	5 % C.V.
r = 0	26.1***	20.3	21.3***	15.9
r ≤ 1	4.8	9.2	4.8	9.2

Not: \*\*\*, \*\* ve \* sırasıyla %1, %5 ve %10 düzeyinde anlamlılığı ifade etmektedir. 5 % C.V. (critical value) sütunu %5 düzeyindeki kritik değeri göstermektedir.

Tablo 4. Johansen Eşbütünleşme Testinden Elde Edilen Tahmin Sonuçları

Versiyon	Değişken	Katsayı	t-değeri	$\chi^2$ (Otokorelasyon)	$\chi^2$ (Değişen varyans)	ECT(-1)
Goffman	Y/P	1.773***	3.923	0.38	0.58	-0.086***
	Sabit	4.717	1.199			
Gupta	Y/P	1.349***	3.871	0.37	0.67	-0.161***
	Sabit	4.323	0.787			
Mann	Y	0.155***	2.527	0.78	0.40	-0.185***
	Sabit	0.872	0.661			
Musgrave	Y/P	0.419***	2.254	0.51	0.65	-0.097***
	Sabit	-1.541	-0.948			
Peacock	Y	1.155***	18.802***	0.25	0.24	-0.364***
	Sabit	-5.478	-4.152			

Not: \*\*\*, \*\* ve \* sırasıyla %1, %5 ve %10 düzeyinde anlamlılığı ifade etmektedir. Tanısal testler için verilen değerler olasılık değerleridir.



Çalışmanın bir sonraki aşamasında Pesaran ve Shin (1999) ve Pesaran vd. (2001) tarafından ortaya konan ARDL Sınır Testi (ARDL Bound Test) yaklaşımı Wagner Kanunu'nun geçerliğini analiz etmek için kullanılacaktır. ARDL Sınır Testi yaklaşımı, literatürde yer alan Engle ve Granger (1987), Johansen (1988) ve Johansen ve Juselius (1990) eşbütünleşme yaklaşımlarına göre bazı önemli avantajlara sahiptir. Bu avantajlardan bazıları şunlardır; ekonometrik analizde yer alan değişkenlerin aynı mertebeden durağan olmak zorunda olmaması, modelde yer alan değişkenlere Johansen Eşbütünleşme testinin aksine farklı gecikme değerleri eklenebilmesi, ARDL modelinin küçük örneklemelerde daha dayanıklı ve iyi sonuçlar vermesi (Panopoulou ve Pittis, 2004; Pesaran vd., 1998 ve Baek ve Kim, 2013) ve kısa ve uzun

dönem tahminleri eşanlı olarak vermesi şeklinde sıralanabilir. Buna göre, farklı hipotez modelleri için ARDL Modeli uzun dönem katsayıları Tablo 5'te yer almaktadır.

ARDL Modeli'nden elde edilen  $\beta$  değerleri de Johansen Eşbütünleşme Testinde olduğu gibi Goffman, Gupta ve Peacock versiyonları için  $\beta$  değerinin 1'den büyük, Mann ve Musgrave versiyonları için ise sıfırdan büyük ve istatistiksel olarak anlamlı olduğu görülmektedir. Bu  $\beta$  değerleri de Johansen Eşbütünleşme Test sonuçlarıyla benzer şekilde, Tablo 1'de verilen Wagner Kanununun geçerliliği için gerekli olan  $\beta$  değerlerini karşılamaktadırlar. ARDL modellerine ilişkin kısa dönem katsayı tahmin sonuçları Tablo 6'da yer almaktadır.

Tablo 5. ARDL Modelleri Uzun Dönem Katsayı Tahmin Sonuçları

<i>Modeller</i>	<i>Goffman Versiyonu (G)</i>	<i>Gupta Versiyonu (G/P)</i>	<i>Mann Versiyonu (G/Y)</i>	<i>Musgrave Versiyonu (G/Y)</i>	<i>Peacock Versiyonu (G)</i>
<i>Bağımsız Değişkenler</i>	<i>ARDL(2,4)</i>	<i>ARDL(2,4)</i>	<i>ARDL(4,2)</i>	<i>ARDL(4,1)</i>	<i>ARDL(2,1)</i>
<i>Y/P</i>	2.231*** (6.428)	1.496*** (3.520)	-	0.345*** (3.353)	-
<i>Y</i>	-	-	0.182*** (4.283)	-	1.189*** (17.062)
<i>Sabit</i>	-0.484 (-0.158)	-12.029*** (-3.165)	-1.510 (-1.649)	-0.561 (-0.626)	-6.226*** (-4.156)

Not: \*\*\*, \*\* ve \* sırasıyla %1, %5 ve %10 düzeyinde anlamlılığı ifade etmektedir. Parantez içleri t-değerlerini ifade etmektedir.

Tablo 6. ARDL Modelleri Kısa Dönem Katsayı Tahmin Sonuçları

<i>Modeller</i>	<i>Goffman Versiyonu (G)</i>	<i>Gupta Versiyonu (G/P)</i>	<i>Mann Versiyonu (G/Y)</i>	<i>Musgrave Versiyonu (G/Y)</i>	<i>Peacock Versiyonu (G)</i>
<i>G(-1)</i>	0.333**	-	-	-	0.123**
<i>G/P(-1)</i>	-	0.328**	-	-	-
<i>G/Y(-1)</i>	-	-	0.233*	0.182	-
<i>G/Y(-2)</i>	-	-	0.174	0.197	-
<i>G/Y(-3)</i>	-	-	0.289**	0.267*	-
<i>Y/P</i>	2.072***	2.071***	-	-0.305	-
<i>Y/P(-1)</i>	-1.485**	-1.470**	-	-	-
<i>Y/P(-2)</i>	0.038	0.062	-	-	-
<i>Y/P(-3)</i>	0.942**	0.999**	-	-	-
<i>Y</i>	-	-	-0.078	-	0.932***
<i>Y(-1)</i>	-	-	0.135**	-	-
<i>ECT(-1)</i>	-0.141**	-0.118**	-0.326***	-0.284***	-0.200**
<i>Tanısal Testler</i>					
$\chi^2$ (Otokorelasyon)	0.93	0.92	0.39	0.91	0.55
$\chi^2$ (Değişen varyans)	0.22	0.20	0.56	0.45	0.11
$\chi^2$ (Normallik)	0.73	0.72	0.51	0.12	0.86
$\chi^2$ (Yapısal form)	0.91	0.60	0.14	0.24	0.30

Not: \*\*\*, \*\* ve \* sırasıyla %1, %5 ve %10 düzeyinde anlamlılığı ifade etmektedir. Tanısal testler için olasılık değerleri verilmektedir.

Tablo 6'da sunulan sonuçlarda beş farklı modelin de otokorelasyon, değişen varyans, normallik ve yapısal form sorunları içermediği görülmektedir. Ayrıca tüm modellerin hata terimlerinin beklendiği gibi negatif ve istatistiksel olarak anlamlı olduğu görülmektedir. Buna göre, kısa dönemde oluşacak bir dengesizliğin farklı modeller için yaklaşık %12 ile %33'ünün bir sonraki dönemde düzeltilerek uzun dönem dengesine yaklaşması beklenilmektedir.

Bilindiği üzere, standart eşbütünleşme testleri Engle ve Granger (1987), Johansen (1988) ve Pesaran vd. (2001)'de olduğu gibi analizde kullanılan değişkenlerin durağan olmamasına karşın bu

değişkenlerin lineer kombinasyonlarının durağan olabileceğini ifade etmektedir. Ampirik literatürde sıklıkla kullanılan bu yöntemler, yapısal kırılmaların varlığı durumunda değişkenler arasındaki uzun dönemli ilişkilere ilişkin karar vermede yanlış ve tutarsız sonuçlar verebilmektedir. Bu nedenle, çalışmada standart eşbütünleşme test sonuçlarına yer verildikten sonra yapısal kırılmanın varlığı durumunda Wagner Kanunu'nun geçerliliğini test edebilmek için Gregory-Hansen Eşbütünleşme test sonuçlarına yer verilmektedir. Bir önceki bölümde Gregory-Hansen Eşbütünleşme Testinin teorik geri planına yer verilerek Model 1, Model 2 ve Model 3 olarak adlandırılan modeller Tablo 7'de yer almakta olup sırasıyla CC, C/T ve C/S olarak adlandırılmıştır.

Tablo 7. Gregory-Hansen Eşbütünleşme Test Sonuçları

Modeller	CC (Model 1)	C/T (Model 2)	C/S (Model 3)
Goffman	-4.427 [1982]**	-4.691 [1981]	-4.533 [1985]
Gupta	-4.670 [1981]**	-4.776 [1981]*	-4.573 [1985]
Mann	-4.423 [1978]*	-4.851 [1979]*	-4.361 [1978]
Musgrave	-5.384 [1979]***	-4.910 [1978]*	-5.471 [1979]***
Peacock	-4.423 [1978]*	-4.851 [1979]*	-4.361 [1978]

Not: \*\*\*, \*\* ve \* sırasıyla %1, %5 ve %10 düzeyinde anlamlılığı ifade etmektedir. Köşeli parantez içleri kırılma yıllarını göstermektedir. ADF\* istatistiği için kritik değerler Gregory ve Hansen (1996)'dan alınmıştır.

Gregory-Hansen Eşbütünleşme test sonuçlarına göre Model C/S için ADF\* test istatistiği yalnızca Musgrave versiyonunda %1 anlamlılık seviyesinde kritik değeri aşmaktadır ve bu durumda seriler arasında uzun dönemli ilişki olduğunu ifade etmektedir. Model C/T için Goffman versiyonu hariç tüm modellerde %10 anlamlılık seviyesinde ADF\* test istatistiği kritik değeri aşmaktadır ve değişkenler arasında uzun dönemli ilişkinin var olduğunu göstermektedir. Son olarak Model CC için ise Musgrave için %1'de, Goffman ve Gupta için %5'te ve son olarak Mann ve Peacock için ise %10'da ADF\* test istatistiği kritik değerleri aşmaktadır ve zaman serileri arasında uzun dönemli ilişki olduğunu ortaya koymaktadır. Kırılma dönemlerine ilişkin elde edilen bu bulgular, petrol krizi sonrası ve Türkiye için hem ekonomik hem de siyasal dönüşümlerin yaşandığı 1980 sonrası dönemlere işaret etmesi açısından oldukça anlamlı ve makuldür. Bu kırılma dönemlerinin de göz önünde bulundurulurken analize devam edilmesi, analiz gücünü arttıracaktır.

Gregory-Hansen Eşbütünleşme test sonuçlarının elde edilmesinin ardından, Wagner Kanunu'nun geçerliliğini test edebilmek için uzun dönem katsayıları analiz etmek gerekmektedir. En Küçük Kareler Yöntemi, süper-tutarlı (super-consistent) olmasına rağmen Chen ve Shen (2015)'de de vurgulandığı gibi, asimptotik dağılımı açıklayıcı değişkenlerin endojenliğinden ve hataların otokorelasyonundan kaynaklanan sorunlu parametrelere bağlıdır. Bu nedenle, değişkenler arasındaki uzun dönemli ilişkilerin tahmininde Statik En Küçük Kareler Yöntemi'nin kullanılması, yanlış ve tutar-

sız sonuçlar vererek test istatistiklerinin geçersiz olmasına neden olabilecektir. Burada yer alan sorunları aşabilmek için çalışmada ilk olarak Phillips ve Hansen (1990)'de önerilen Tam Düzeltilmiş En Küçük Kareler Yöntemi (FMOLS) ve sonrasında ise Saikkonen (1991) ve Stock ve Watson (1993) tarafından önerilen Dinamik En Küçük Kareler Yöntemi (DOLS) kullanılacaktır. FMOLS parametrik olmayan, DOLS ise parametrik endojenliği dikkate almaktadır. Uzun dönem katsayı tahminleri için ilk olarak FMOLS sonuçları Tablo 8'de yer almaktadır.

Tablo 8'de yer alan tahmin sonuçları incelendiğinde,  $\beta$  değerinin Goffman ve Peacock versiyonları için birden büyük, Gupta, Mann ve Musgrave versiyonları için ise sıfırdan büyük ve istatistiksel olarak anlamlı olduğu görülmektedir. Buna göre, elde  $\beta$  katsayıları diğer ekonometrik tahminlerde de olduğu gibi, Wagner Kanunu'nun geçerli olabilmesi için gerekli teorik beklentilerle uyumlu bulunmuştur. Uzun dönem katsayı tahminleri için DOLS sonuçları Tablo 9'da yer almaktadır.

Tablo 9'da yer alan tahmin sonuçları incelendiğinde,  $\beta$  değerinin FMOLS tahminlerinde olduğu gibi Goffman ve Peacock versiyonları için birden büyük, Gupta, Mann ve Musgrave versiyonları için ise sıfırdan büyük ve istatistiksel olarak anlamlı olduğu görülmektedir. Buna göre, elde  $\beta$  katsayıları Türkiye için 1960-2015 döneminde Wagner Kanunu'nun geçerliliğine işaret eder şekilde bulunmuştur.

Tablo 8. Uzun Dönem Katsayı Tahminleri (FMOLS)

Modeller	Model	Kırılma Tarihi	Bağımlı Değişken	$\alpha_1$	$\alpha_2$	$\beta_1$
Goffman	1	1982	G	3.570*	0.505**	1.802***
Gupta	1	1981	G/P	-7.261***	0.567***	1.008***
Mann	1	1978	G/Y	-0.808	0.110	0.149***
Musgrave	1	1979	G/Y	0.665	0.178***	0.198***
Peacock	1	1978	G	-5.413***	0.110	1.149***

Not: \*\*\*, \*\* ve \* sırasıyla %1, %5 ve %10 düzeyinde anlamlılığı ifade etmektedir. Model, Gregory-Hansen Eşbütünlüşme testi sonrasında seçilen modeli ifade etmektedir. Tahmin edilen model ilk versiyon için  $G_t = \alpha_1 + \alpha_2 D_t + \beta_1 (Y / P)$  şeklindedir.

Tablo 9. Uzun Dönem Katsayı Tahminleri (DOLS)

Modeller	Model	Kırılma Tarihi	Bağımlı Değişken	$\alpha_1$	$\alpha_2$	$\beta_1$
Goffman	1	1982	G	3.635*	0.543**	1.801***
Gupta	1	1981	G/P	-7.828**	0.646	1.052**
Mann	1	1978	G/Y	-0.943	0.099	0.156***
Musgrave	1	1979	G/Y	0.832	0.199***	0.182***
Peacock	1	1978	G	-5.549***	0.099	1.156***

Not: \*\*\*, \*\* ve \* sırasıyla %1, %5 ve %10 düzeyinde anlamlılığı ifade etmektedir. Model, Gregory-Hansen Eşbütünlüşme testi sonrasında seçilen modeli ifade etmektedir. Tahmin edilen model ilk versiyon için  $G_t = \alpha_1 + \alpha_2 D_t + \beta_1 (Y / P)$  şeklindedir.

Tablo 10. Granger Nedensellik Sonuçları

Model	Nedensellik Hipotezleri	Gecikme	Wald İstatistiği	Olasılık Değeri
Goffman	$G \rightarrow Y/P$	2	2.234	0.327
	$Y/P \rightarrow G$	2	8.225	0.016
Gupta	$G/P \rightarrow Y/P$	2	0.896	0.638
	$Y/P \rightarrow G/P$	2	6.079	0.047
Mann	$G/Y \rightarrow Y$	4	5.673	0.224
	$Y \rightarrow G/Y$	4	18.857	0.000
Musgrave	$G/Y \rightarrow Y/P$	5	10.881	0.053
	$Y/P \rightarrow G/Y$	5	24.981	0.000
Peacock	$G \rightarrow Y$	1	2.994	0.083
	$Y \rightarrow G$	1	3.313	0.068

Analizin son aşamasında, Goffman, Gupta, Mann, Musgrave ve Peacock modelleri için ele alınan değişkenler arasında Granger nedensellik testi kullanılarak nedensellik analizi yapılmıştır. Nedensellik analizinde serilerdeki kırılma, kukla değişken yardımıyla ortadan kaldırılmış ve VAR analizi ile uygun gecikmeyle nedensellik analizi sonuçları elde edilmiştir. Elde edilen sonuçlar, Tablo 10'da yer almaktadır. Bu sonuçlara göre, Goffman mo-

deli için G, (Y/P)'nin Granger nedeni değil iken (Y/P), G'nin Granger nedenidir. Gupta Modeli için (G/P), (Y/P)'nin Granger nedeni değil iken (Y/P), (G/P)'nin Granger nedenidir. Mann modeli için (G/Y), Y'nin Granger nedeni değil iken Y, (G/Y)'nin Granger nedenidir. Musgrave Modeli için 0.10 anlamlılık düzeyinde çift yönlü nedensellik olup (G/Y), Y'nin ve Y de (G/Y)'nin Granger nedenidir. Son olarak Peacock Modeli için çift

yönlü Granger nedenselliği tespit edilmiş olup 0.10 anlamlılık düzeyinde anlamlıdır. Kısaca, nedensellik analizi sonuçlarına göre de büyümenin kamu harcamalarının bir nedeni olduğu doğrulanmış bulunmaktadır.

#### 4. Sonuç

Bu çalışmada Wagner'in ortaya attığı hipotez, Türkiye ekonomisi özelinde ele alınarak çeşitli zaman serisi yöntemleri aracılığıyla test edilmiştir. Literatürde yer alan çalışmalarda büyük ölçüde hipotezin desteklendiğine işaret eden sonuçlar yer alsa da, hipotezin reddedildiği çalışmalar da bulunmaktadır. Bu farklılaşan bulgular, büyük ölçüde kullanılan yöntemlerin ve analize konu edilen dönemlerin farklılaşmasına dayanmaktadır. Bu çalışmada ise güncel tek bir yöntemle yetinilerek farklı zaman serisi teknikleriyle hipotezin farklı açılardan sınanması ve daha dirençli bulgular elde edilmesi amaçlanmıştır. Bu amaçla, Johansen Eşbütünleşme Testinin yanı sıra, hem değişkenlere farklı gecikme değerleri verilebilmesine imkan tanıyan hem de küçük örneklerde daha dirençli sonuçlar veren ARDL Sınır Testi kullanılmıştır. Bu iki testten elde edilen sonuçların tutarlı olduğunun tespitinin ardından, olası kırılma dönemlerinin varlığında eşbütünleşme testlerinin sapmalı sonuçlar verebileceğinden hareketle Gregory-Hansen Eşbütünleşme Testi ile çalışmaya esas olan beş farklı model için kırılma yıllarının anlamlılığı sınanmış ve istatistiksel olarak bu kırılmaların varlığı sonucuna ulaşılmıştır. Bunun ardından ise söz konusu kırılmaların varlığı altında, FMOLS ve DOLS yöntemleri aracılığıyla yapılan tahminlerde yine Wagner Kanunu'nun geçerliliğine işaret eden sonuçlar elde edilmiştir. Elde edilen tüm bulgular gelir ile kamu harcamaları arasındaki ilişkinin eşbütünleşik bir ilişki olduğunu dirençli bir şekilde göstermiştir. Son olarak ise, uygulanan Granger Nedensellik Testi aracılığıyla, bu ikili ilişkide hangi değişkenin diğerinin nedeni olduğu sınanmış ve burada da gelirin kamu harcamalarına neden olduğu sonucuna ulaşılmıştır. Elde edilen tüm bu bulgular ışığında, ele alınan dönem için Wagner Kanunu'nun Türkiye ekonomisinde geçerli olduğunu söylemek mümkündür.

#### Kaynakça

ATASOY, Burak Sencer ve Timur Han GÜR; (2016), "Does the Wagner's Hypothesis Hold for China? Evidence from Static and Dynamic Analyses", *Panoeconomicus*, 2016, 63(1), pp. 45-60.

BABATUNDE, M. Adetunji; (2011), "A Bound Testing Analysis of Wagner's Law in Nigeria: 1970–2006", *Applied Economics*, 43(21), pp. 2843-2850

BAĞDİGEN, Muhlis and Hakan ÇETİNTAŞ; (2003), "Causality between Public Expenditure and Economic Growth: The Turkish Case", *Journal of Economic and Social Research*, 6(1), pp. 1-18.

BAIRAM, Erkin I.; (1995), "Level of Aggregation, Variable Elasticity and Wagner's Law", *Economics Letters*, 48, pp. 341-344

BARRA, Cristian; Giovanna BIMONTE and Pietro SPENNATI; (2015), "Did Fiscal Institutions Affect Wagner's Law in Italy during 1951–2009 Period? An Empirical Analysis", *Applied Economics*, 47(59), pp. 6409-6424.

BAŞAR, Selim; Hayati AKSU; M. Sinan Temurlenk ve Özgür POLAT; (2009), "Türkiye'de Kamu Harcamaları ve Büyüme İlişkisi: Sınır Testi Yaklaşımı", *Atatürk Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü Dergisi*, 13(1), ss. 301-314.

BURNEY, Nadeem A.; (2002), "Wagner's Hypothesis: Evidence from Kuwait Using Cointegration Tests", *Applied Economics*, 34(1), pp. 49-57.

CHANG, Tsangyao; (2002), "An Econometric Test of Wagner's Law for Six Countries Based on Cointegration and Error-Correction Modelling Techniques", *Applied Economics*, 34(9), pp. 1157-1169.

CHEN, Shyh-Wei and Chung-Hua SHEN; (2015), "Revisiting the Feldstein–Horioka Puzzle with Regime Switching: New Evidence from European Countries", *Economic Modelling*, 49, pp. 260-269.

CHLETSOS, Michael and Christos KOLLIAS; (1997), "Testing Wagner's Law Using Disaggregated Public Expenditure Data in the Case of Greece: 1958-93", *Applied Economics*, 29(3), pp. 371-377.

COURAKIS, Anthoy S.; Fatima MOURA-ROGUE and George TRIDIMAS; (1993), "Public Expenditure Growth in Greece and Portugal: Wagner's Law and Beyond", *Applied Economics*, 25(1), pp. 125-134.

ÇAVUŞOĞLU, A. Tarkan; (2005), "Testing the Validity of Wagner's Law in Turkey: The Bounds Testing Approach", *Ankara Üniversitesi Siyasal Bilgiler Fakültesi Dergisi*, 60(1), pp. 73-87.

DRITSAKIS, Nikolas; (2011), "Demand for Money in Hungary: An ARDL approach", *Review of Economics and Finance*, 5, pp. 1-28.

ENGLE, Robert, F. and Clive William John GRANGER; (1987), "Co-Integration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing", *Econometrica*, 55(2), pp. 251-276.

FLORIO, Massimo and Sara COLAUTTI; (2005), "A Logistic Growth Theory of Public Expenditures: A Study of Five Countries over 100 Years", *Public Choice*, 122, pp. 355-393.

FULLER, Wayne A.; (1976), *Introduction to Statistical Time Series*, Wiley, New York.

GACANER, Aydanur; (2005), "Türkiye Açısından Wagner Kanunu'nun Geçerliliğinin Analizi" *D.E.Ü.İ.İ.B.F. Dergisi*, 20(1), ss.103-122.

- GOFFMAN, Irving J.; (1968), "On the Empirical Testing of Wagner's Law: A Technical Note", *Public Finance*, 23, pp. 359-366.
- GRANGER, Clive William John, and Paul NEWBOLD; (1974), "Spurious Regressions in Econometrics", *Journal of Econometrics*, 2, pp. 111-120.
- GREENE, William, H.; (2007), *Econometric Analysis*, Prentice Hall, 6th Edition, New Jersey.
- GREGORY, Allen W. and Bruce E. HANSEN; (1996), "Residual-Based Test for Cointegration in Models with Regime Shifts", *Journal of Econometrics*, 70(1), pp. 99-126.
- GUPTA, Shibshankar P.; (1967), "Public Expenditure and Economic Growth: A Time-Series Analysis", *Public Finance*, 26, pp. 423-66.
- HALICIOĞLU, Ferda; (2003), "Testing Wagner's Law for Turkey, 1960-2000", *Review of Middle East Economics and Finance*, 1(2), pp. 129-140.
- HENREKSON, Magnus; (1993), "Wagner's Law: A Spurious Relationship?", *Public Finance*, 48(2), pp. 406-415.
- HJALMARSSON, Erik and Par ÖSTERHOLM; (2007), "Testing for Cointegration Using the Johansen Methodology When Variables are Near-Integrated", *IMF Working Paper*, 141, pp. 1-19.
- HUANG, Chiung-Ju; (2006), "Government Expenditures in China and Taiwan: Do They Follow Wagner's Law?", *Journal of Economic Development*, 31(2), pp. 139-148.
- ISLAM, Anisul M. ;(2001); Wagner's Law Revisited: Cointegration and Exogeneity Tests for the USA, *Applied Economics Letters*, 8(8), pp. 509-515.
- IŞIK, Nihat ve Mehmet ALAGÖZ; (2005), "Kamu Harcamaları ve Büyüme Arasındaki İlişki", *Erciyes Üniversitesi İİBF Dergisi*, 24(1), ss. 63-75.
- JOHANSEN, Soren and Katarina JUSELIUS; (1990), "Maximum Likelihood Estimation and Inference on Cointegration-With Applications to the Demand for Money", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 52(2), pp. 169-210.
- JOHANSEN, Soren, (1988), "Statistical Analysis of Cointegration Vectors", *Journal of Economic Dynamics and Control*, 12(2-3), pp. 231-254.
- JOHANSEN, Soren; (1995), *Likelihood-Based Inference in Cointegrated Vector Autoregressive Models*, Oxford University Press, New York.
- KARAGÖL, Erdal; Erman ERBAYKAL ve Murat H. ERTUĞRUL; (2007), "Türkiye'de Ekonomik Büyüme ile Elektrik Tüketimi İlişkisi: Sınır Testi Yaklaşımı", *Doğuş Üniversitesi Dergisi*, 8(1), ss. 72-80.
- KHALIL, Saed and Dombrecht, MICHAEL; (2011), "The Autoregressive Distributed Lag Approach to Co-integration Testing: Application to OPT Inflation", *Palestine Monetary Authority Working Paper*, pp.1-11.
- KOLLURI, Bharat R.; Michael J. PANIK and Mahmoud S. WAHAB; (2000), "Government Expenditure and Economic Growth: Evidence from G7 Countries", *Applied Economics*, 32(8), pp. 1059-1068.
- KORKMAZ, Turan, Emrah İ. ÇEVİK ve Nüket Kırıcı ÇEVİK; (2013), "Satın Alma Gücü Paritesinin Azerbaycan, Kazakistan ve Kırgızistan için Geçerliliği: Birim Kök ve Eşbütünlüşme Analizi", *Bilgi*, (64), ss. 259-284.
- KUMAR, Saten, Don J. WEBBER and Scott FARGHER; (2012), "Wagner's Law Revisited: Cointegration and Causality Tests for New Zealand", *Applied Economics*, 44(5), pp. 607-616.
- MANN, Arthur J.; (1980), "Wagner's Law: An Econometric Test for Mexico, 1925-1976", *National Tax Journal*, 33, pp. 189-201.
- MOHAMMADI, Hassan; Murat ÇAK and Demet ÇAK; (2008), "Wagner Hypothesis: New Evidence from Turkey Using the Bound Testing Approach", *Journal of Economic Studies*, 35(1), pp. 94-06.
- MUSGRAVE, R. A.; (1969), *Fiscal Systems*, New Haven and London: Yale University Press.
- OKTAYER, Asuman; (2011), "Türkiye'de Ekonomik Büyüme ve Kamu Harcamaları Arasındaki İlişkinin Ampirik Analizi: 1950-2009", *İktisat Fakültesi Mecmuası*, 61(1), ss. 261-282.
- PANOPOULOU, Ekaterini and Nikitas PITTIS; (2004), "A Composition of Autoregressive Distributed Lag and Dynamic OLS Cointegration Estimators in the Case of Serially Correlated Cointegration Error", *Econometrics Journal*, 7(2), pp. 585-617.
- PEACOCK, Alan T and Jack WISEMAN; (1961), *The Growth of Public Expenditure in the United Kingdom*, Princeton, Princeton University Press.
- PESARAN, M. Hashem and Yongcheol SHIN; (1999), "An Autoregressive Distributed-Lag Modeling Approach to Cointegration Analysis", Steinar Strom (Ed.), *Econometrics and Economic Theory in the 20th Century: The Ragnar Frisch Centennial Symposium*, Cambridge University Press, Cambridge.
- PESARAN, M. Hashem; Yongcheol SHIN, and Richard J. SMITH; (2001), "Bounds Testing Approaches to the Analysis of Level Relationships", *Journal of Applied Econometrics*, 16(3), pp. 289-326.
- PHILLIPS, Peter; Bruce HANSEN; (1990), "Statistical Inference in Instrumental Variables Regression with I(1) Processes", *Review of Economic Studies*, 57(1), pp. 99-125.
- RAM, Rati; (1987), "Wagner's Hypothesis in Time-Series and Cross-Section Perspectives: Evidence from "Real" Data for 115 Countries", *Review of Economics and Statistics*, 69, pp. 194-204.
- SADEGHI, Amin and G. RAMAKRISHNA; (2014), "An Empirical Analysis of Imports of Iran: A Gregory Hansen Method of Cointegration", *American Journal of Business, Economics and Management*, 2(4), pp. 105-112.
- SAIKKONEN, Pentti; (1991), "Asymptotically Efficient Estimation of Cointegration Regressions", *Econometric Theory*, 7(1), pp. 1-21.
- SELEN, Ufuk ve Kadir ERYİĞİT; (2009), "Yapısal Kırılmaların Varlığında, Wagner Kanunu Türkiye için Geçerli mi?", *Maliye Dergisi*, 156, ss.177-198.

STOCK, James H. and Mark W. WATSON, (1993), "A Simple Estimator of Cointegrating Vectors in Higher Order Integrated Systems", *Econometrica*, 61(4), pp. 783-820.

TAŞSEVEN, Özlem; (2011), "The Wagner's Law: Time Series Evidence for Turkey", *Doğuş Üniversitesi Dergisi*, 12(2), pp. 304-316

TERZİ, Harun; (1998), "Kamu Harcamaları ve Ekonomik Kalkınma İlişkisi Üzerine Ekonometrik Bir İnceleme", *İktisat İşletme ve Finans*, 142, ss. 67-80.

WAGNER, Adolph.; (1883, 1890), "Finanzwissenschaft (2nd and 3rd ed.)", partly reprinted in *Classic in the Theory of Public Finance*, (Eds) R. A. Musgrave and A. T. Peacock, MacMillan, London (1958).

YAMAK, Rahmi ve Ahmet ZENGİN; (1997), "Kalman Filtre Yöntemi ve Wagner Yasası: Türkiye Örneği, 1950-1994", *İktisat İşletme ve Finans*, 133, ss. 32-42.

ZIRAMBA, Emmanuel; (2008), "Wagner's Law: An Econometric Test for South Africa, 1960-2006", *South African Journal of Economics*, 76(4), pp. 596-606.