

## **Sosyal Bilimler Dergisi / The Journal of Social Science**

**Yıl: 5, Sayı: 30, Kasım 2018, s. 591-612**

**Dr. Öğr. Üyesi Gökhan ERKAL**

Atatürk Üniversitesi, İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi, Ekonometri Bölümü,  
gerkal@atauni.edu.tr,

**Ömer Faruk TEKMANLI**

Atatürk Üniversitesi, Sosyal Bilimler Enstitüsü, Ekonometri Bölümü, Yüksek Lisans  
Öğrencisi, oft\_atauni@hotmail.com,

### **WAGNER YASASININ ALTERNATİF MODELLER ARACILIĞIYLA SEÇİLMİŞ ÜLKELER İÇİN TEST EDİLMESİ: 1960-2015 DÖNEMİNE İLİŞKİN ARDL ANALİZİ**

#### **Özet**

Sanayileşme sürecindeki ülkelerde kişi başına gelirin artışıyla beraber, toplam harcamalar içerisinde kamu harcamalarının payının artacağını öngören Wagner yasası yıllardır birçok çalışma için konu olmuş ve bilim camiasında büyük ölçüde yankı uyandırmıştır. Yapmış olduğumuz çalışmada İspanya, Güney Kore, Meksika ve Türkiye için Wagner Yasasının geçerli olup olmadığı 1960-2015 dönemi verileri ile ARDL Sınır testi ile analizi edilmiştir. Bu ülkelerin seçilmesinin sebebi başlangıç yılları itibari ile ekonomik yapılarının birbirine oldukça benzemesi ve son yıllara gelindiğinde ekonomik göstergelerinin büyük oranda farklılaşmasıdır. Elde edilen bulgulara göre Peacock-Wisemann modeli Güney Kore ve Meksika, Gupta modeli Güney Kore, Goffman modeli Meksika, Musgrave modeli Güney Kore, İspanya ve Meksika ve Mann modeli Güney Kore, İspanya ve Meksika için geçerli bulunmuştur. Ayrıca Türkiye için Wagner yasasını destekleyen sonuçlar bulunamamıştır.

**Anahtar Kelimeler:** Wagner Yasası, Ekonomik Büyüme, Kamu Harcamaları,  
ARDL Sınır Testi

## TESTING THE WAGNER'S LAWS WITH ALTERNATIVE MODEL FOR SELECTED COUNTRIES: 1960-2015 ARDL ANALYSIS

### Abstract

Wagner's law which foresees that the share of public expenditures will increase in the total expenditure, along with the increase in income per capita in the industrialized countries, has been the subject of many studies for many years and has caused great repercussions in the science community. In the study, Wagner' law is tested via ARDL to determine whether it is valid for Spain, South Korea and Mexico for period of 1960-2015. The reason for the selection of these countries is that their socioeconomic structures are very similar to each other as of their initial years, and that economic indicators in recent years have largely differentiated. According to the findings, Peacock-Wisemann model for South Korea and Mexico, Gupta model for South Korea, Goffman model for Mexico, Musgrave model for South Korea, Spain and Mexico and Mann model for South Korea, Spain and Mexico are valid. Finally, there are no results for Turkey that support the Wagner's law.

**Key Words:** Wagner's Law, Economic Growth, Government Expenditure, ARDL Bound Test

### 1. GİRİŞ

İktisat literatüründe ekonomik büyüme ile kamu harcamaları arasındaki ilişki uzun zamandır ekonomistler tarafından teorik olarak tartışılmış ve konu ile ilgili birçok ampirik çalışma yapılmıştır. Sanayileşme süreci ile 19. ve 20. yüzyılda ekonomik büyümenin hızlandığı ve kamu harcamalarının arttığı birçok araştırmacı tarafından gözlemlenmiştir. Gelişmiş ve gelişmekte olan ekonomilerde toplam harcamalar içerisinde kamu harcamalarının payı özellikle ikinci dünya savaşından sonra sosyal, siyasi ve ekonomik yapısı ne olursa olsun hemen hemen bütün ülkelerde nispi olarak artmıştır (Günaydın, 2003:79).

Ekonomik büyüme ile kamu harcamaları arasında pozitif bir ilişki olduğunu, ekonomik büyümenin kamu harcamalarını artırdığını ifade eden ilk bilim adamı Alman ekonomist Adolph Wagner (1835-1971) olmuştur (Henrekson, 1993: 406). Wagner'in 19. yüzyılın sonlarındaki çalışmalarında ifade ettiği 'kamu harcamalarının artırılması yasası' literatürde Wagner Kanunu olarak bilinmektedir (Peacock ve Scott, 2000:1).

Wagner Kanunu bir ülkenin ekonomik büyümesinin sonucu olarak kamu sektörünün boyutunun artması ile ilgilidir. Adolph Wagner'e göre, bir ülkenin ekonomik kalkınmışlık düzeyi arttıkça farklı hükümet faaliyetleri ortaya çıkacak ve bu artış farklı boyutlarda gerçekleşecektir (Lamartina ve Zaghini, 2011:149). Wagner'e göre kamu harcamaları içsel bir değişkendir ve ekonomik büyümeden kamu harcamalarına doğru bir nedensellik ilişkisi vardır (Arisoy, 2005:64). Kamu harcamalarındaki artışın temel belirleyicisinin ekonomik büyüme olduğunu ileri süren Wagner kanunu şayet geçerli ise, bir ülkenin ekonomik refahındaki artışla birlikte kamu ekonomisinin genişlemesi de o kadar büyük olacaktır. Dolayısıyla ekonomik büyümenin yüksek düzeylerde gerçekleşmesi, daha yüksek kamu harcamalarını gerektirecektir (Cameron, 1978:1245).

Adolph Wagner'e göre kamu harcamalarındaki artış üç sebepten kaynaklanmaktadır. Birincisi, ekonomik büyüme ve sanayileşme düzeyindeki ilerlemenin yol açtığı yasal ilişki ve iletişimin artan karmaşıklığı devletin idari ve koruyucu işlevlerini genişletecektir. Ayrıca, artan kentleşme ve nüfus yoğunluğu hukuk, savunma ve sosyoekonomik düzenlemelere ilişkin devletin daha fazla harcama yapmasına sebep olacaktır. İkincisi, gelir arttıkça kamu tarafından tedarik edilen sosyal ve kültürel mal ve hizmetlere (eğitim vb.) olan talepte artacaktır. Sosyal ve kültürel mal ve hizmetlerin artan şekilde tedarik edilmesine duyulan ihtiyaç kamu harcamalarını artıracaktır. Son olarak, ekonomik kalkınma ve teknolojik değişimler sonucunda doğan ihtiyaçlar özel sektörün karşılayamayacağı kadar büyük finansman gerektirmektedir (Wagner bu hususta demir yolu örneğini veriyor). Bu nedenle, devletin doğal tekelleri yönetmek ve finanse etmek, uzun vadeli yatırımlar için özel sektörün ihtiyaç duyduğu kaynakları sağlamak, büyük ölçekli sermaye masraflarını karşılamak ve piyasa güçlerinin sorunsuz çalışmasını sağlamak için gerekli sermaye fonlarını tedarik etmesi gerekir (Henrekson, 1993: 407 Chang, 2002:1158, Mohammadi vd., 2008:95).

Literatürde birçok çalışmaya konu olan Wagner Kanunu'nu test etmek için farklı versiyonlarda modeller geliştirilmiştir. Bu modeller içerisinde yaygın biçimde kabul görenler aşağıdaki tabloda verilmiştir.

**Tablo 1: Wagner Kanunu'nun Sınanmasında Kullanılan Modeller**

Versiyonlar	Model	Beklenen Değer
Peacock ve Wiseman (1961)	$G_t = \beta_0 + \beta_1 Y_t + u_t$	$\beta_1 > 1$
Gupta (1967)	$(G/P)_t = \beta_0 + \beta_1 (Y/P)_t + u_t$	$\beta_1 > 1$
Goffman (1968)	$G_t = \beta_0 + \beta_1 (Y/P)_t + u_t$	$\beta_1 > 1$
Musgrave (1969)	$(G/Y)_t = \beta_0 + \beta_1 (Y/P)_t + u_t$	$\beta_1 > 0$
Mann (1980) (Peacock ve Wiseman'ın pay versiyonu)	$(G/Y)_t = \beta_0 + \beta_1 Y_t + u_t$	$\beta_1 > 0$

Peacock ve Wiseman (1961) tarafından oluşturulan modelde, ekonomik büyüme sonucu artan kamu harcamalarının, ekonomik büyümeden daha yüksek bir oranda gerçekleşeceği ifade edilmiştir. Gupta (1967) tarafından formüle edilen modelde ise kişi başına düşen kamu harcamalarının, kişi başına GSYH'nin bir fonksiyonu olduğu belirtilmiştir. Goffman (1968) tarafından oluşturulan üçüncü modelde kalkınma sürecinde kişi başına düşen GSYH artış oranının kamu harcamalarındaki artış oranından daha büyük olacağı belirtilmiştir. Musgrave'in (1969) oluşturduğu modelde ise ekonomik büyüme sonucu kişi başına GSYH'nin artması, kamu harcamalarının GSYH'ye oranını artıracığı hususuna vurgu yapılmıştır. Mann (1980) tarafından geliştirilen modelde ise kamu harcamalarının GSYH'ye oranının GSYH'nin bir fonksiyonu olduğu ifade edilip formüle edilmiştir.

Wagner kanunu 1929 Dünya Ekonomik Bunalımı'nın etkilerinin süre geldiği 1930'larda ortaya çıkan Keynesyen ekolün ardından tartışılır bir teori haline gelmiştir. Her iki teoride, kamu harcamaları ile ekonomik büyüme arasındaki ilişkiyi ele almakla birlikte, ilişkinin yönü itibari ile farklı açıklamalar yapmaktadır (Permana and Vika, 2014:130). Keynesyen

teoriye göre kamu harcamaları, ekonomik büyümeye neden olmakla birlikte, dışsal bir değişkendir ve önemli bir politika aracı konumundadır (Singh ve Sahni, 1984: 630).

Bu çalışmada Wagner Kanunu Güney Kore, İspanya, Meksika ve Türkiye için 1960-2015 dönemi yıllık verileri ile test edilmiştir. İlgili ülkelerin seçilmesinin sebebi, örneklem dönemi başlarında ekonomik göstergelerinin birbirine benzer nitelikte olmasıdır. 1960 yılı itibariyle Türkiye'nin hâsıla ve kamu harcamaları tutarı Güney Kore, İspanya ve Meksika'dan fazla iken, takip eden yıllarda İspanya ve Meksika'nın gerisinde kalmıştır. Güney Kore ile seksenlerin başında fark oluşmaya başlamış ve aradaki fark ilerleyen yıllarda giderek açılmıştır. Kamu harcamalarının GSYH'ye oranına bakıldığında 1960'larda Türkiye'nin Güney Kore ve İspanya'dan daha az kamu harcaması yaptığı görülmüştür. Aynı zamanda Türkiye'nin kamu harcamaları 1970'li yılların başından ortalarına kadar oran olarak tüm ülkelerden daha fazladır.

Wagner Kanunu'nun kapsamına ve seçilen ülkelerin ekonomik özelliklerinden bahsedilen giriş bölümünün ardından, bir sonraki bölümde Wagner Kanunu ile ilgili yapılmış çalışmalara dair literatür özetine değinilecektir. 3. bölümde analizde kullanılan ekonometrik yöntem ile ilgili bilgilere yer verilecek, 4. bölümde uygulamadan elde edilen bulgular ortaya koyulacaktır. Elde edilen analiz sonuçlarının değerlendirildiği 5. bölümle çalışma sonlandırılacaktır.

## 2. LİTERATÜR TARAMASI

Wagner Kanunu'nu konu edinen pek çok çalışma bulunmasına rağmen, kanunun geçerliliği hususunda ortak bir fikir birliğine varılamamıştır. Kullanılan ekonometrik yöntemler, değişkenlerin tanım ve ölçümleri, ülke grupları, zaman dilimleri açısından oluşan farklılıklar çalışmaların birbirinden farklı sonuçlar vermesine neden olmuştur. Aynı zamanda bu çalışmada ele alınan ülkelere dair daha önce yapılmış analizlerde de farklı sonuçların elde edildiği tespit edilmiştir.

Chang (2002), Asya'dan sanayileşme sürecini yeni tamamlamış Güney Kore, Tayvan ve Tayland ile sanayileşmiş ülkelerden Japonya, ABD ve İngiltere'yi dahil ettiği çalışmada, Wagner Kanunu'nun beş farklı versiyonunu test etmiştir. 1951-1996 dönemini kapsayan bu çalışmada Johansen eş-bütünleşme testi kullanılmış ve Tayland haricindeki ülkeler için gelir ve hükümet harcamaları arasında uzun dönemli ilişki gözlenmiş ve Wagner Kanunu desteklenmiştir. Turan ve Karakaş (2016), Türkiye ve Güney Kore için hükümet büyüklüğü üzerinde GSYH ve ticari açıklığın etkisini ARDL yaklaşımıyla test etmiştir. 1960-2011 ve 1970-2011 dönemlerini kapsayan çalışmada hükümet büyüklüğü göstergesi olarak toplam hükümet harcamaları, nihai hükümet harcamaları, hükümet harcamalarının payı ve faiz dışı harcamalar kullanılmıştır. Çalışmaya göre GSYH ve ticari açıklık üzerinde hükümet büyüklüğünün uzun ve kısa dönemde pozitif ve anlamlı eş bütünleşme ilişkisi Wagner Kanunu'nu desteklemektedir. Cheng ve Lai (1997), Güney Kore için hükümet harcamaları ve büyüme arasında çift yönlü bir nedensellik ilişkisi olduğu sonucuna varmışlardır. Uygulama bulguları hem Wagner Kanununu hem de Keynesyen teoriyi destekler niteliktedir.

Lamartina ve Zaghini (2011), İspanya ve Güney Kore'nin dâhil olduğu 23 OECD ülkesi için 1970-2000 dönemini araştırıldığı panel eş-bütünleşme analizinde hükümet harcamaları ve ekonomik büyüme ilişkisini PMG tahmin yöntemi ile incelemiştir. Sonuçta yirmi üç ülke için kamu harcamaları ve ekonomik büyüme arasında uzun dönemli ve pozitif bir korelasyon olduğu

ortaya çıkmış; dolayısıyla Wagner Kanunu'nun geçerliliği kanıtlanmıştır. Karagianni vd. (2011), Avrupa Birliği'ne üye on beş ülke için Wagner Kanunu'nun geçerliliğini 1949-1998 dönemi için sınımıştır. Bu çalışmada hükümet harcamaları ve milli gelirin uzun dönemli ve nedensellik ilişkisi için üç farklı yöntem kullanılmıştır; Engle-Granger eş-bütünleşme testi, Johansen Maksimum Olabilirlik testi, Granger Nedensellik testi. Bu yöntemlerle Wagner Kanunu'nun altı farklı modeli test edilmiştir. Wagner Kanunu'nun kullanılan yöntemlere göre oldukça hassas olduğunu tespit edilmiştir.

Funashima (2017), Meksika'nın da dâhil olduğu seçilmiş on OECD ülkesi için yer değiştirme etkisine karşı Wagner Kanunu'nu dalgacık analizi kullanarak sınımıştır. Uygulama bulguları Wagner Kanunu'nun sınırlı sürelerle desteklendiği ve hükümet büyüklüğündeki uzun vadeli büyümenin tam olarak açıklanamadığı sonucuna varmıştır. Murthy (1993), 1950-1980 dönemi verileri ile Meksika için yaptığı eşbütünleşme analizi sonucunda Wagner Kanunu'nu destekler sonuçlara ulaşmıştır. Mann (1980), 1925-1976, 1941-1976 dönemi için Meksika'nın yıllık verileriyle EKK yöntemi ile katsayı elastikiyetleri üzerine yaptığı çalışmada 1925-1976 dönemi için Wagner Kanunu'nu destekler sonuçlar ortaya koymuştur. Nagarajan ve Spears (1990), Meksika için yaptıkları çalışmada EKK yöntemi ile elde ettikleri bulgular Mann'i destekler niteliktedir. Lin (1995), 1950-1980 ile 1950-1960 dönemi Meksika verileri için nedensellik analizi ile Wagner Kanunu'nu sınımış ve 1950-1990 dönemi için kanunun geçerli olduğu sonucuna ulaşmıştır. Hayo (1994), Meksika'nın 1950-1980 dönemi ve Ashworth (1994), yine Meksika'nın 1950-1980 ile 1950-1988 dönemi verileri ile Wagner Kanunu'nu sınımışlardır. Her iki çalışmada da yapılan eş-bütünleşme analizi sonucu Wagner Kanunu'nun ilgili dönemlerde geçersiz olduğu sonucuna ulaşılmıştır.

Günaydın (2003), 1950-2002 (Konsolide Bütçe Harcamaları ve GSMH) ve 1970-2002 (Cari, Yatırım ve Transfer Harcamaları) dönemine ait yıllık veri seti ile Türkiye için Wagner Kanunu'nun geçerli olup olmadığı Engle-Granger Nedensellik Testi ile sınımıştır. Çalışma bulguları Türkiye'de 1950-2002 dönemi için GSMH'dan konsolide bütçe harcamalarına, 1970-2002 dönemi için GSMH'dan kişi başına düşen cari harcama ve kişi başına düşen transfer harcamalarına doğru Wagner Kanunu'nu destekler nitelikte tek yönlü bir ilişki bulmuştur. Ayrıca kişi başına düşen yatırımlar ile kişi başına düşen GSMH arasında var olan iki yönlü nedensellik ilişkisi Keynesyen hipotezi desteklemektedir. Bağdigen ve Beşer (2009), 1950-2005 dönemi yıllık verileri ile Türkiye için Wagner Kanununu Granger, Tado-Yamato ve Hsiao Nedensellik testleri ile sınımıştır. Çalışma bulguları ilgili dönemde kamu harcamaları ile ekonomik büyüme arasında nedensellik ilişkisinin olmadığını (çalışılan yedi modelden biri hariç) göstermiştir. Oktayer ve Susam (2008), 1970-2005 yıllarını kapsayan veri seti ile Türkiye için kamu harcamaları ve ekonomik büyüme arasındaki ilişkiyi En Küçük Kareler Yöntemi ile incelemiştir. Araştırma bulguları ekonomik büyüme ile kamu yatırım harcamaları arasında anlamlı bir ilişki olduğunu göstermektedir. Elde ettikleri sonuçlar Keynesyen teoriyi destekler niteliktedir. Türkiye'de Wagner Kanu'nun geçerliliğini araştıran; Arısoy (2005), Gacener (2005), Işık ve Alagöz (2005), Ay (2006), Selen ve Eryiğit (2009), Oktayer (2011), Güder vd. (2016), Şanlısoy ve Sunal (2016), Tulumce ve Zeren (2017), ve Akbulut (2017), çalışmalarında Wagner Kanunu'nu destekler nitelikte sonuçlara ulaşmışlardır. Mızırak ve Üçler (2012), Tuna (2013), Ulucak ve Ulucak (2014), Sancar (2012), Telek ve Telek(2016), Wagner Kanunu'nu destekler nitelikte sonuçlar elde edememişlerdir.

### 3. EKONOMETRİK YÖNTEM VE VERİLER

Bu çalışmada Güney Kore, İspanya, Meksika, ve Türkiye'ye ait 1960-2015 dönemi Gayri Safi yurtiçi Hâsıla (Y), Kamu Harcamaları (G) ve Nüfus (P) verileri kullanılmıştır. Veriler Dünya Bankası Veri Tabanı'ndan elde edilmiş olup tüm değişkenlerin doğal logaritması alınarak ekonometrik analizler yapılmıştır. Ekonometrik tahmin yöntemi olarak için Gecikmesi Dağıtılmış Otoregresif Model (ARDL) kullanılmıştır.

#### 3.1. Gecikmesi Dağıtılmış Otoregresif (ARDL) Model

Eşbütünleşme ilişkilerinin araştırıldığı zaman serisi analizlerinde, Engle ve Granger (1987), Johansen (1988) ve Johansen ve Juselius (1990) testlerinin uygulanabilmesi için değişkenlerin aynı dereceden durağan olmaları gerekmektedir. Bu varsayım aynı dereceden entegre olmayan seriler için yukarıda adı geçen yöntemlerin kullanılmasını mümkün kılmamaktadır. Pesaran ve Shin (1999) ve Pesaran vd. (2001) yaptıkları çalışmalarda eşbütünleşme analizi için yeni bir ekonometrik yöntem önermektedir.

Gecikmesi dağıtılmış otoregresif model (ARDL) diğer yöntemlere göre üç ana avantaja sahiptir. İlk avantajı değişkenlerin tamamen I(0) ya da I(1) olması veya karşılıklı olarak birlikte entegre olması şartı aranmasıdır. Yöntemin bir diğer avantajı sınırsız hata düzeltme modelinin (UECM) Engle- Granger yönteminden daha iyi istatistiksel özelliklere sahip olması olasılığı ve Engle-Granger yönteminin aksine kısa dönemde meydana gelen etkileri hata terimine yüklemiyor olmasıdır. Son olarak, küçük örneklem boyutuna sahip araştırmalarda kullanılabilmesi ARDL yöntemini diğer yöntemlerden daha avantajlı bir konuma getirmektedir (Pattichis, 1999:1062; Narayan ve Smyth, 2005: 102-103).

Sınır testi yaklaşımı değişkenlerin tamamen I(0) ya da I(1) veya karşılıklı olarak birlikte entegre olmaması varsayımına dayandığından, değişkenlerin I(2) düzeyinde entegre olmaları durumunda Pesaran vd. (2001) tarafından hesaplanan F istatistikleri geçersiz olacaktır. Bu sebeple değişkenlerin I(2) düzeyinde durağan olup olmadıkları tespit edilmelidir (Fosu ve Magnus, 2006: 2082).

Gecikmesi dağıtılmış otoregresif ARDL(p,q) model genel olarak:

$$y_t = \mu + \sum_{i=0}^p \gamma_i y_{t-i} + \sum_{j=0}^q \beta_j x_{t-j} + \delta w_t + \varepsilon_t \quad (1)$$

(1) nolu denklemden gibi ifade edilir. Burada,  $\varepsilon_t$  serisi birbirinden bağımsız ve eşvaryanslı olarak varsayılmaktadır. Bu ifadeyi aşağıdaki şekilde de yazmak mümkündür;

$$C(L)y_t = \mu + B(L)x_t + \delta w_t + \varepsilon_t \quad (2)$$

polinomal gecikme operatörleri ise;

$$C(L) = 1 - \gamma_1 L - \gamma_2 L^2 - \dots - \gamma_p L^p \quad (3)$$

ve

$$B(L)y_t = \beta_0 + \beta_1 L + \beta_2 L^2 + \dots + \beta_r L^r \quad (4)$$

şekindedir (Greene, 2002).

### 3.2. Sınır Testi Yaklaşımı

Pesaran vd. (2001) tarafından geliştirilen bu yaklaşım, değişkenlerin hangi dereceden bütünleşik olduklarına bakılmaksızın uygulanabilmektedir. ARDL sınır testi, aşağıdaki hata düzeltme modellerinin tahminini gerektirir;

$$\Delta \ln Y_t = a_{0y} + \sum_{i=1}^n b_{iy} \Delta \ln Y_{t-i} + \sum_{i=1}^n c_{iy} \Delta \ln X_{t-i} + \sigma_{1y} \ln Y_{t-1} + \sigma_{2y} \ln X_{t-i} + \varepsilon_{1t} \quad (5)$$

$$\Delta \ln X_t = a_{0x} + \sum_{i=1}^n b_{ix} \Delta \ln X_{t-i} + \sum_{i=1}^n c_{ix} \Delta \ln Y_{t-i} + \alpha_{1x} \ln X_{t-1} + \alpha_{2x} \ln Y_{t-i} + \varepsilon_{1t} \quad (6)$$

Eşitliklerde,  $\Delta$  fark operatörünü,  $\ln Y_t$  bağımlı değişken logaritmasını,  $\ln X_t$  bağımsız değişken logaritmasını gösterirken,  $\varepsilon_{1t}$  ve  $\varepsilon_{2t}$  ise 0 ortalama ve sonlu kovaryans matrisli bağımsız rassal hatadır.

(5) ve (6) nolu denklemlerde F-testi, bir veya daha fazla uzun dönemli ilişkiyi araştırmak için kullanılmaktadır. Birden çok uzun dönemli ilişki söz konusu olduğunda, F-testi hangi değişkenin normalleştirilmesi gerektiğini gösterir.

(5) nolu denklemde Y bağımlı değişken olduğunda eş-bütünleşmenin olmadığı boş hipotez  $H_0: \sigma_{1Y} = \sigma_{2Y} = 0$  iken alternatif hipotez ise  $H_1: \sigma_{1Y} \neq \sigma_{2Y} \neq 0$  şeklindedir. Diğer taraftan, (6) nolu eşitlikte X bağımlı değişken olduğunda eş-bütünleşmenin olmadığı boş hipotez  $H_0: \alpha_{1X} = \alpha_{2X} = 0$  iken eşbütünleşmenin alternatif hipotezi  $H_0: \alpha_{1X} \neq \alpha_{2X} \neq 0$  şeklindedir.

Sınır testine dayalı eş-bütünleşme durumunda, Granger nedensellik testleri, dikkate alınan değişkenler birlikte bütünleştirildiğinde, vektör hata düzeltme modeli (VECM) altında yapılmalıdır. Bunu yaparak, serinin uzun dönem denge yolundan kısa dönem sapmaları da bir hata düzeltme terimi eklenerek yakalanır. Bu nedenle, eş-bütünleşmenin hata düzeltme modelleri aşağıdaki gibi belirtilebilir;

$$\Delta \ln Y_t = a_0 + \varphi_{11}^p(L) \Delta \ln Y_t + \varphi_{12}^p(L) \Delta \ln X_t + \delta ETC_{t-1} + \mu_{1t} \quad (7)$$

$$\Delta \ln X_t = a_1 + \varphi_{21}^p(L) \Delta \ln X_t + \varphi_{22}^p(L) \Delta \ln Y_t + \delta ETC_{t-1} + \mu_{2t} \quad (8)$$

Burada;

$$\varphi_{ij}^p(L) = \sum_{n=1}^{P_{ij}} \varphi_{ijn} L^n \quad , \quad \varphi_{ij}^q(L) = \sum_{n=1}^{Q_{ij}} \varphi_{ijn} L^n$$

(7) ve (8) nolu denklemlerde  $\Delta$ , fark operatörü; L gecikme operatörü; yani  $(L)\Delta \ln Y_{t-1} = \Delta \ln Y_{t-1}$ 'dir.  $ECT_{t-1}$  uzun dönemli eşbütünleşme modelinden türemiş gecikmeli hata düzeltme terimidir. Burada  $\mu_{1t}$  ve  $\mu_{2t}$  ise 0 ortalama ve sonlu kovaryans matrisli bağımsız rassal hatalardır. Son olarak, nedensellik testleri için vektör hata düzeltme modeline (VECM) göre, denklem (3) ve (4) 'te  $ECT_{t-1}$  için istatistiksel olarak anlamlı F ve t oranlarına sahip olmak, sırasıyla X'den Y'ye ve Y'den X'e nedenselliği saptamak için yeterli koşul olacaktır (Jenkins ve Katircioğlu, 2010; 1704-05).

Bir sonraki bölümde ekonometrik analiz sonuçlarına yer verilecektir. Tüm analizler EViews9 paket programıyla yapılmıştır.

#### 4. UYGULAMA BULGULARI

Ekonometrik zaman serisi analizlerinde serilerin durağan olup olmadıkları analiz sonuçları bakımından önem arz etmektedir. Bu çalışmada kullanılan ARDL sınır testi analizi açısından serilerin düzeyde ya da birinci farkta durağan olmaları şartı aranmaktadır. Serilerin ikinci farkta durağan olması durumunda analiz sonuçları sapmalı ve tutarsız olacağından, serilerin durağanlığını ölçmek için Geliştirilmiş Dickey-Fuller (ADF) birim kök testi ve Phillips-Perron (PP) birim kök testi kullanılmıştır. Tablo 2’de ADF ve PP birim kök testi sonuçları düzeyde sabitli, birinci farkta sabit ve trendi içerecek şekilde verilmiştir.

**Tablo 2. Birim Kök Testi Sonuçları**

	<i>Değişkenler</i>	<i>ADF</i>		<i>PP</i>		<i>Karar</i>
		<i>Düzye</i>	<i>Birinci Fark</i>	<i>Düzye</i>	<i>Birinci Fark</i>	
<b>G. Kore</b>	lnY	-4.494*	-6.504*	-4.079*	-6.471*	I(0)
	lnG	-2.247	-5.604*	-1.788	-5.560*	I(1)
	lnG/Y	-2.403	-7.076*	-2.430	-7.190*	I(1)
	lnY/P	2.954**	-6.240*	-2.580	-6.215*	I(1)
	lnG/P	-0.402	-5.507*	-0.383	-5.459*	I(1)
<b>İspanya</b>	lnY	-6.635*	-3.664**	-4.352*	-3.695**	I(0)
	lnG	-3.034**	-3.902**	-2.034	-3.901**	I(1)
	lnG/Y	0.294	-3.826**	-0.467	-3.781**	I(1)
	lnY/P	-6.255*	-3.712*	-4.225*	-3.747**	I(0)
	lnG/P	-2.697***	-4.216*	-1.889	-4.216*	I(1)
<b>Meksika</b>	lnY	-4.144*	-5.964*	-3.989*	-5.893*	I(0)
	lnG	-7.919*	-5.992*	-7.919*	-6.107*	I(0)
	lnG/Y	-4.198*	-7.819*	-4.235*	-7.816*	I(1)
	lnY/P	-2.815***	-6.088*	-2.832***	-6.006*	I(1)
	lnG/P	-6.746*	-6.170*	-6.746*	-6.260*	I(0)
<b>Türkiye</b>	lnY	0.551	-5.615*	1.654	-7.257*	I(1)
	lnG	0.988	-6.083*	2.125	-8.407*	I(1)
	lnG/Y	-2.319	-5.088*	-2.319	-5.097*	I(1)
	lnY/P	0.453	-5.633*	1.138	-7.267*	I(1)
	lnG/P	0.957	-6.015*	1.804	-7.108*	I(1)
	<b>Kritik Değer</b>	-2.93	-3.50	-2.93	-3.50	



**Not:** Kritik değerler Fuller (1976)'den elde edilmiştir. 0.05 anlamlılık seviyesinde düzey değerleri için sabit, fark değerleri için sabit ve trend içeren model değerleridir. \*, \*\* ve \*\*\* ifadeleri sırasıyla %1, %5 ve %10 önem düzeyinde ilgili değişkenin anlamlı olduğunu göstermektedir.

Tablo 2'de verilen birim kök testleri sonucuna göre seriler düzey değerlerinde ve birinci fark değerlerinde durağandır. Sınır testi yaklaşımı için gereken değişkenlerin tamamen I(0) ya da I(1) veya karşılıklı olarak birlikte entegre olmaması varsayımı sağlanmıştır. Ayrıca I(2)'de durağan olan bir seri olmadığından seriler ARDL analizi için gereken şartı sağlamıştır.

Fakat yapısal değişmelerin var olması durumu birim kök sınamalarının yetersiz kalabilmesine yol açacağından değişkenlerin durağan olup olmadığına yalnızca bu testlerle karar vermek yanıltıcı sonuçlara neden olabilir. Bu nedenle hem ADF ve PP birim kök test sonuçlarını kontrol etmek, hem de yapısal değişmeyi test etmek için Zivot ve Andrew (1992) birim kök testi kullanılmıştır. Zivot ve Andrew (1992:254) birim kök testi aşağıdaki gibi belirtilir:

$$\text{Model A: } y_t = \mu + \beta_t + \alpha y_{t-1} + \theta_1 DU(\varphi) + \sum_{i=1}^k c_i \Delta y_{t-i} e_t \quad (1)$$

$$\text{Model B: } y_t = \mu + \beta_t + \alpha y_{t-1} + \theta_2 DT(\varphi) + \sum_{i=1}^k c_i \Delta y_{t-i} e_t \quad (2)$$

$$\text{Model C: } y_t = \mu + \beta_t + \alpha y_{t-1} + \theta_1 DU(\varphi) + \theta_2 DT(\varphi) + \sum_{i=1}^k c_i \Delta y_{t-i} e_t \quad (3)$$

1 ve 2 numaralı eşitlikteki  $DU$  terimi düzeydeki kırılmayı, 2 ve 3 numaralı eşitlikteki  $DT$  terimi ise eğimdeki kırılmayı ifade etmektedir.  $t=1,2,\dots,T$ 'ye kadar zamanı,  $T_B$  ise kırılma noktası zamanını göstermektedir. Kırılma noktası  $\lambda=T_B/T$  ile ifade edilmektedir.  $t > TB$  olması halinde  $DU=1$ , diğer durumlarda ise sıfır değerini alan ve sabit terimde meydana gelen yapısal değişimi göstermektedir.  $t > TB$  olması halinde  $DT$  t-TB değerini almakta ve diğer durumlarda ise sıfır değerini alan ve trendde meydana gelen yapısal değişimi gösteren gölge değişkeni temsil etmektedir. Eşitliklerin sağ taraflarına  $\Delta y_{t-i}$  terimleri eklenerek otokorelasyon sorununu ortadan kaldırılabilir.

ZA birim kök testinde, kırılma noktalarını tespit etmek için olası kırılma tarihleri için farklı bir gölge değişken kullanılmaktadır.  $t=2,\dots,(T-1)$  için ardışık olarak (T-2) sayıda regresyon denklemi oluşturulur ve uygun kırılma noktası  $y_{t-1}$  bağımsız değişkenine ait katsayı ( $\alpha$ )'nın en küçük t istatistiğine sahip olduğu modeldeki tarih olarak seçilir.  $\alpha$ 'nın hesaplanan t istatistiğinin mutlak değerinin ZA kritik değerinden büyük olması durumunda yapısal kırılmanın olmadığı birim kökün varlığını gösteren boş hipotez reddedilmektedir. Aksi olması halinde yani t istatistiğinin mutlak değerinin ZA kritik değerinden küçük olması halinde ise trend fonksiyonunda meydana gelen bir yapısal kırılmayla birlikte serinin trend durağan olduğunu gösteren alternatif hipotez reddedilir Yılancı (2009:328).

**Tablo 3. ZA Yapısal Kırılmalı Birim Kök Test Sonuçları**

		Model A		Model B		Model C	
		Test İstatistiği	Kırılma Noktası	Test İstatistiği	Kırılma Noktası	Test İstatistiği	Kırılma Noktası
Güney	lnY	-0.100	2003	-3.096*	1994	-2.876	1994
	lnG	-2.295**	1984	-3.628*	1995	-3.782*	1989

	lnG/Y	-2.129**	2006	-3.786*	1997	-3.757	1995
	lnY/P	-0.504	2003	-4.133*	1996	-3.768	1994
	lnG/P	-3.152*	1988	-3.625*	1997	-4.372*	1989
İspanya	lnY	-3.785	2008	-3.038*	2005	-3.056*	2000
	lnG	-2.057	2008	-4.080*	1992	-4.023	1995
	lnG/Y	-4.148*	1985	-3.788*	1993	-4.038***	1989
	lnY/P	-3.955*	2008	-3.166**	2001	-3.236**	1998
	lnG/P	-2.311**	2008	-4.394*	1999	-4.342	1998
Meksika	lnY	-2.687**	1972	-4.123*	1980	-4.373*	1983
	lnG	-3.670***	1994	-3.345**	1976	-3.338	1972
	lnG/Y	-4.163*	1996	-3.077**	1984	-3.249*	1996
	lnY/P	-2.726***	1972	-3.312**	1979	-4.779*	1983
	lnG/P	-3.595***	1994	-3.177**	1976	-3.145	1972
Türkiye	lnY	-3.674*	1999	-3.373**	2003	-4.048***	2001
	lnG	-4.653**	2006	-4.199	2004	-4.677***	2006
	lnG/Y	-4.688**	1999	-4.147**	2010	-4.576	2001
	lnY/P	-3.595*	1999	-3.495**	2003	-4.155***	2001
	lnG/P	-4.855**	2006	-4.138	2004	-4.878**	2006
Kritik Değerler		%1	%5	%1	%5	%1	%5
		-5.34	-4.80	-4.93	-4.42	-5.57	-5.08

**Not:** Kritik Değerler, Zivot ve Andrews(1992)'den alınmıştır.

Üç model için de hesaplanan t istatistikleri mutlak değerce ZA kritik değerinden küçük olduğu için trend fonksiyonunda meydana gelen bir yapısal kırılmayla birlikte serinin trend durağan olduğunu gösteren alternatif hipotez reddedilmiştir. Sadece Türkiye için Model A'da lnG/P serisi için hesaplanan t istatistiği %5 kritik değerinden büyük çıkmıştır. ADF birim kök testi sonucuna göre seri birinci farkta, sabit ve trend etkisini içerecek şekilde durağandır. Bu sonuçlar daha önceden bulunan ADF ve PP testi ile bulunan sonuçları doğrulamaktadır. ADF, PP ve ZA testlerinden sonra ARDL analizlerine geçilebilir.

Tablo 4. Güney Kore Uzun Dönem ARDL Tahmin Sonuçları

Modeller	Peacock ve Wiseman	Gupta	Goffman	Musgrave	Mann
Bağımsız Değişkenler	ARDL(4,1)	ARDL(4,1)	ARDL(4,1)	ARDL(4,2)	ARDL(4,2)
Y	0.658* (20.468)	-	-	-	-0.350* (-9.323)
Y/P	-	0.622* (20.770)	0.796* (26.541)	-0.376* (-11.020)	-
Sabit	7.611* (8.057)	1.910* (5.828)	17.872* (52.086)	1.945* (5.091)	7.897* (7.090)

**Not:** \*,\*\* ve \*\*\* ifadeleri sırasıyla %1, %5 ve %10 önem düzeyinde ilgili değişkenin anlamlı olduğunu göstermektedir. Parantez içindeki ifadeler ise hesaplanan t değerleridir. Ayrıca modellerin gecikme uzunlukları kullanılan paket program tarafından Akaike (AIC), Schwarz (SIC) ve Hannan-Quin (HIQ) bilgi kriterlerine göre otomatik seçilmiştir.

ARDL Modeli'nden elde edilen  $\beta$  değerleri Peacock, Gupta ve Goffman modellerinin öngördüğü gibi 1'den büyük çıkmamasına karşın, Musgrave ve Mann modelleri de 0'dan küçük çıkmıştır. Bu durum Wagner Kanunu'nun geçerliliği için gereken  $\beta$  değerlerine ulaşamadığı anlamına gelmektedir. Ele alınan tüm modeller için katsayılar istatistiki olarak %1 önem düzeyinde anlamlıdır.

Tablo 5. Güney Kore Kısa Dönem ARDL Tahmin Sonuçları

Modeller	Peacock ve Wiseman	Gupta	Goffman	Musgrave	Mann
Y	-0.189***	-	-	-	-1.167*
Y(-1)	0.279**	-	-	-	1.57*
Y(-2)					-0.455**
G(-1)	1.183*	-	1.168*	-	-
G(-2)	-0.412**	-	-0.404**	-	-
G(-3)	0.437**	-	0.450**	-	-
G(-4)	-0.345*	-	-0.368*	-	-
G/Y(-1)		-	-	1.323*	1.317*
G/Y(-2)	-	-	-	-0.581*	-0.568*
G/Y(-3)	-	-	-	0.319*	0.316*
G/Y(-4)				-0.179**	-0.187**

Y/P	-	-0.193***	-0.164	-1.170*	-
Y/P(-1)	-	0.277**	0.286*	0.159**	-
Y/P(-2)	-	-		-0.466	-
G/P(-1)		1.185*	-	-	-
G/P(-2)		-0.421**			
G/P(-3)		0.442**			
G/P(-4)		-0.341*			
ECT(-1)	-0.137*	-0.135*	-0.153*	-0.118*	-0.123*
<b>Tanısal Testler</b>					
$\bar{R}^2$	0.999	0.999	0.999	0.996	0.996
<b>F istatistiği</b>	12995.39*	8267.54*	13325.17*	1618.08*	1615.60*
<b>Durbin-Watson</b>	1.50	1.49	1.50	1.87	1.85
<b>Breusch-Pagan-Godfrey</b>	2.70**	2.614**	2.25**	1.69	1.72

Not: \*, \*\* ve \*\*\* ifadeleri sırasıyla %1, %5 ve %10 önem düzeyinde ilgili değişkenin anlamlı olduğunu göstermektedir.

Yukarıdaki tabloda belirtilen sonuçlara göre hata düzeltme terimleri beklenildiği gibi negatif ve istatistiksel olarak anlamlı çıkmıştır. Bu bulgulara göre, kısa dönemde oluşacak herhangi bir uzun dönem denge sapmasının; Peacock&Wiseman ve Gupta modeli için %14'ü, Goffman modeli için %15'i, Musgrave modeli ve Mann modeli için %12'si bir sonraki dönemde düzeltilerek uzun dönem dengesine yaklaşması beklenecektir. Ayrıca tanısal test sonuçlarına göre tüm modeller istatistiki açıdan anlamlı ve açıklama gücü yüksektir. Ayrıca model tahmin sonuçlarından Musgrave ve Mann modeli için değişen varyans sorunu bulunmaktadır.

**Tablo 6. İspanya Uzun Dönem ARDL Tahmin Sonuçları**

Modeller	Peacock ve Wiseman	Gupta	Goffman	Musgrave	Mann
<b>Bağımsız Değişkenler</b>	<b>ARDL(4,3)</b>	<b>ARDL(3,1)</b>	<b>ARDL(3,1)</b>	<b>ARDL(3,3)</b>	<b>ARDL(3,3)</b>
<b>Y</b>	1.480* (16.661)	-	-	-	0.499* (5.194)
<b>Y/P</b>	-	1.627* (12.718)	1.931* (13.611)	0.635* (4.555)	-
<b>Sabit</b>	-15.044* (-6.081)	-8.092* (-6.216)	6.417* (4.428)	-8.170* (-5.779)	-15.569* (-5.829)

**Not:** \*, \*\* ve \*\*\* ifadeleri sırasıyla %1, %5 ve %10 önem düzeyinde ilgili değişkenin anlamlı olduğunu göstermektedir. Parantez içindeki ifadeler ise hesaplanan t değerleridir. Ayrıca modellerin gecikme uzunlukları kullanılan paket program tarafından Akaike (AIC), Schwarz (SIC) ve Hannan-Quin (HIQ) bilgi kriterlerine göre otomatik seçilmiştir.

ARDL Modeli'nden elde edilen  $\beta$  değerleri Peacock, Gupta ve Goffman modellerinin öngördüğü gibi 1'den büyük, Musgrave ve Mann modelleri için ise 0'dan büyük çıkmıştır. Bu durum Wagner Kanunu'nun geçerliliği için gereken  $\beta$  değerlerine ulaşıldığı anlamına gelmektedir. Ele alınan tüm modeller için katsayılar istatistiki olarak %1 önem düzeyinde anlamlıdır.

**Tablo 7. İspanya Kısa Dönem ARDL Tahmin Sonuçları**

Modeller	Peacock ve Wiseman	Gupta	Goffman	Musgrave	Mann
Y	0.485*	-	-	-	-0.560*
Y(-1)	-0.373*	-	-	-	0.854*
Y(-2)					0.090
Y(-3)					-0.345**
G(-1)	1.173*	-	1.195*	-	-
G(-2)	0.054	-	0.043	-	-
G(-3)	-0.303*	-	-0.300**	-	-
G/Y(-1)	-	-	-	1.173*	1.137*
G/Y(-2)	-	-	-	0.044	0.076
G/Y(-3)	-	-	-	-0.284**	-0.289**
Y/P	-	0.455*	0.453*	-0.557*	-
Y/P(-1)	-	-0.346*	-0.335*	0.850*	-
Y/P(-2)	-			0.048	-
Y/P(-3)	-			-0.300**	-
G/P(-1)	-	1.181*	-	-	-
G/P(-2)	-	0.040	-	-	-
G/P(-3)	-	-0.288**	-	-	-
ECT(-1)	-0.075*	-0.067*	-0.062*	-0.067*	-0.076*
<b>Tamamsal Testler</b>					
$\bar{R}^2$	0.999	0.999	0.999	0.993	0.993
<b>F İstatistiği</b>	17548.44*	11471.01*	16796.55*	1157.49*	1220.01*

<b>Durbin-Watson</b>	1.97	1.94	1.94	1.92	1.90
<b>Breusch-Pagan-Godfrey</b>	3.76*	4.40*	5.47*	3.02*	2.35**

**Not:** \*, \*\* ve \*\*\* ifadeleri sırasıyla %1, %5 ve %10 önem düzeyinde ilgili değişkenin anlamlı olduğunu göstermektedir.

Yukarıdaki tabloda belirtilen sonuçlara göre hata düzeltme terimleri beklenildiği gibi negatif ve istatistiksel olarak anlamlı çıkmıştır. Bu bulgulara göre, kısa dönemde oluşacak herhangi bir uzun dönem denge sapmasının; Peacock&Wiseman modeli için %8'i, Gupta modeli için %7'si, Goffman modeli için %6'sı, Musgrave modeli için %7'si ve Mann modeli için %8'i bir sonraki dönemde düzeltilerek uzun dönem dengesine yaklaşması beklenecektir. Tanısal test sonuçlarına göre tüm modeller istatistiki açıdan anlamlı ve açıklama gücü yüksektir. Ayrıca değişkenlerin değişen varyans ve otokorelasyon sorunları da bulunmamaktadır.

**Tablo 8. Meksika Uzun Dönem ARDL Tahmin Sonuçları**

<b>Modeller</b>	<b>Peacock ve Wiseman</b>	<b>Gupta</b>	<b>Goffman</b>	<b>Musgrave</b>	<b>Mann</b>
<b>Bağımsız Değişkenler</b>	<b>ARDL(1,1)</b>	<b>ARDL(1,1)</b>	<b>ARDL(1,0)</b>	<b>ARDL(1,1)</b>	<b>ARDL(1,1)</b>
<b>Y</b>	0.599* (2.163)	-	-	-	-0.401* (-1.450)
<b>Y/P</b>	-	0.379* (0.740)	1.914* (7.733)	-0.621 (-1.210)	-
<b>Sabit</b>	9.075* (1.188)	3.558* (0.769)	8.229* (3.646)	3.558 (0.769)	9.075* (1.188)

**Not:** \*, \*\* ve \*\*\* ifadeleri sırasıyla %1, %5 ve %10 önem düzeyinde ilgili değişkenin anlamlı olduğunu göstermektedir. Parantez içindeki ifadeler ise hesaplanan t değerleridir. Ayrıca modellerin gecikme uzunlukları kullanılan paket program tarafından Akaike (AIC), Schwarz (SIC) ve Hannan-Quin (HIQ) bilgi kriterlerine göre otomatik seçilmiştir.

ARDL Modeli'nden elde edilen  $\beta$  değerleri Peacock, ve Gupta modellerinde tahmin edilen  $\beta$  değerleri modellerin öngördüğü 1 değerinden küçük, Goffman modelinin öngördüğü gibi 1'den büyük, Musgrave ve Mann modelleri için ise öngörülenin aksine 0'dan küçük çıkmıştır. Bu durum Wagner Kanunu'nun geçerliliği için gereken  $\beta$  değerlerine Goffman modelinde ulaşıldığı anlamına gelmektedir. Ele alınan tüm modeller için katsayılar Musgrave modeli hariç istatistiki olarak %1 önem düzeyinde anlamlıdır.

Tablo 9. Meksika Kısa Dönem ARDL Tahmin Sonuçları

Modeller	Peacock ve Wiseman	Gupta	Goffman	Musgrave	Mann
Y	0.423*	-	-	-	-0.577*
Y(-1)	-0.376*	-	-	-	0.545*
Y(-2)	-	-	-	-	-
G(-1)	0.921*	-	0.860*	-	-
G/Y(-1)	-	-	-	0.915*	0.921*
Y/P	-	0.396*	0.268*	-0.604*	-
Y/P(-1)	-	-0.363**	-	0.552*	-
G/P(-1)	-	0.915*	-	-	-
ECT(-1)	-0.079*	-0.085*	-0.129*	-0.085*	-0.264*
<b>Tanımsal Testler</b>					
$\bar{R}^2$	0.997	0.992	0.997	0.962	0.962
<b>F İstatistiği</b>	8121.24*	2445.92*	12469.75*	470.02*	473.47*
<b>Durbin-Watson</b>	2.07	2.03	1.90	2.03	2.07
<b>Breusch-Pagan-Godfrey</b>	2.50**	2.41***	3.59**	2.41***	2.50***

**Not:** \*, \*\* ve \*\*\* ifadeleri sırasıyla %1, %5 ve %10 önem düzeyinde ilgili değişkenin anlamlı olduğunu göstermektedir

Yukarıdaki tabloda belirtilen sonuçlara göre hata düzeltme terimleri beklenildiği gibi negatif ve istatistiksel olarak anlamlı çıkmıştır. Bu bulgulara göre, kısa dönemde oluşacak herhangi bir uzun dönem denge sapsmasının; Peacock&Wiseman modeli için %8'i, Gupta modeli için %9'u, Goffman modeli için %13'ü, Musgrave modeli için %9'u ve Mann modeli için %26'sı bir sonraki dönemde düzeltilerek uzun dönem dengesine yaklaşması beklenecektir. Tanımsal test sonuçlarına göre tüm modeller istatistiki açıdan anlamlı ve açıklama gücü yüksektir. Ayrıca değişkenlerin değişen varyans ve otokorelasyon sorunları da bulunmamaktadır.

Tablo 10. Türkiye Uzun Dönem ARDL Tahmin Sonuçları

Modeller	Peacock ve Wiseman	Gupta	Goffman	Musgrave	Mann
<b>Bağımsız Değişkenler</b>	ARDL(1,2)	ARDL(1,0)	ARDL(1,0)	ARDL(1,2)	ARDL(1,2)
<b>Y</b>	1.111* (29.088)	-	-	-	0.111* (2.898)

<b>Y/P</b>	-	1.187* (12.261)	1.784* (9.636)	0.174* (2.506)	-
<b>Sabit</b>	-4.869* (-4.761)	-3.610* (-4.186)	9.120* (5.647)	-3.483* (-5.626)	-4.869* (-4.762)

**Not:** \*, \*\* ve \*\*\* ifadeleri sırasıyla %1, %5 ve %10 önem düzeyinde ilgili değişkenin anlamlı olduğunu göstermektedir. Parantez içindeki ifadeler ise hesaplanan t değerleridir. Ayrıca modellerin gecikme uzunlukları kullanılan paket program tarafından Akaike (AIC), Schwarz (SIC) ve Hannan-Quin (HIQ) bilgi kriterlerine göre otomatik seçilmiştir.

ARDL Modeli'nden elde edilen  $\beta$  değerleri Peacock, Gupta ve Goffman modellerinin öngördüğü gibi 1'den büyük, Musgrave ve Mann modelleri için ise 0'dan büyük çıkmıştır. Bu durum Wagner Kanunu'nun geçerliliği için gereken  $\beta$  değerlerine ulaşıldığı anlamına gelmektedir. Ele alınan tüm modeller için katsayılar istatistiki olarak %1 önem düzeyinde anlamlıdır.

**Tablo 11. Türkiye Kısa Dönem ARDL Tahmin Sonuçları**

<b>Modeller</b>	<b>Peacock ve Wiseman</b>	<b>Gupta</b>	<b>Goffman</b>	<b>Musgrave</b>	<b>Mann</b>
Y	0.285*	-	-	-	-0.715*
Y(-1)	-0.119	-	-	-	0.504*
Y(-2)	0.252**	-	-	-	0.252**
G(-1)	0.623*	-	0.856*	-	-
G/Y(-1)	-	-	-	0.664*	0.623*
Y/P	-	0.300*	0.256*	-0.707*	-
Y/P(-1)	-	-	-	0.536*	-
Y/P(-2)	-	-	-	0.228***	-
G/P(-1)	-	0.748*	-	-	-
ECT(-1)	-0.376*	-0.249*	-0.136*	-0.336*	-0.377*
<b>Tamısal Testler</b>					
$\bar{R}^2$	0.996	0.991	0.995	0.821	0.834
<b>F İstatistiği</b>	1628.97*	1373.35*	2703.18*	26.39*	28.91*
<b>Durbin-Watson</b>	2.09	2.08	2.15	2.04	2.10
<b>Breusch-Pagan-Godfrey</b>	1.55	1.43	0.66	1.49	1.55

**Not:** \*, \*\* ve \*\*\* ifadeleri sırasıyla %1, %5 ve %10 önem düzeyinde ilgili değişkenin anlamlı olduğunu göstermektedir.



Yukarıdaki tabloda belirtilen sonuçlara göre hata düzeltme terimleri beklenildiği gibi negatif ve istatistiksel olarak anlamlı çıkmıştır. Bu bulgulara göre, kısa dönemde oluşacak herhangi bir uzun dönem denge sapmasının; Peacock&Wiseman modeli için %38'i, Gupta modeli için %25'i, Goffman modeli için %14'ü, Musgrave modeli için %34'ü ve Mann modeli için %38'i bir sonraki dönemde düzeltilerek uzun dönem dengesine yaklaşması beklenecektir. Tanısal test sonuçlarına göre tüm modeller istatistiki açıdan anlamlı ve açıklama gücü yüksektir. Ayrıca modellerin değişen varyans sorunu olmasına karşın, otokorelasyon sorunları bulunmamaktadır.

Sınır testi sonuçları tüm ülke ve modelleri kapsayacak şekilde Tablo 12'de verilmiştir.

Tablo 12. Sınır Testi Sonuçları

	Modeller	Peacock ve Wiseman	Gupta	Goffman	Musgrave	Mann
	Ülkeler					
Sınır Testi F İstatistiği	Güney Kore	7.50*	7.45*	8.19*	3.77***	4.23**
	İspanya	5.09**	4.44**	4.78**	4.12***	4.96**
	Meksika	14.36*	14.23*	56.84*	14.23*	14.36*
	Türkiye	11.05*	10.18*	20.01*	8.15*	11.05*
	Sınır Testi İçin Kritik Değerler	%1 Kritik Değer		%5 Kritik Değer		%10 Kritik Değer
	Alt Sınır	Üst Sınır	Alt Sınır	Üst Sınır	Alt Sınır	Üst Sınır
	4.94	5.58	3.62	4.16	3.02	3.51

Not: Kritik değerler Pesaran vd. (2001)'den alınmıştır. \*, \*\* ve \*\*\* ifadeleri sırasıyla %1, %5 ve %10 önem düzeyinde ilgili değişkenin anlamlı olduğunu göstermektedir.

Tablo 12'deki F istatistiklerine göre; Peacock ve Wiseman, Gupta ve Goffman modelleri için hesaplanan F istatistiği bakımından Güney Kore, Meksika ve Türkiye için %1 kritik üst sınırdan, İspanya için ise %5 kritik üst sınırdan büyük oluğu için uzun dönem ilişkisinin olduğunu söylemek mümkündür. Wagner Kanunu'nun Peacock ve Wiseman, Gupta ve Goffman modeli dört ülke için kabul edilir. Yine aynı şekilde Mann modeli de Meksika ve Türkiye için %1 kritik üst değerden, Güney Kore ve İspanya için ise %5 kritik üst değerden yüksek çıkmıştır. Hesaplanan kritik değerler bakımından uzun dönem ilişkisinin varlığı ve Wagner Kanunu'nun geçerliliği kabul edilir. Musgrave modeli F istatistikleri ise Meksika ve Türkiye için %1 kritik üst sınırdan, Güney Kore ve İspanya için %10 kritik üst sınırdan büyük olması eş-bütümleşme ilişkisini varlığını ve Wagner Kanunu'nun bu modeller kapsamında Güney Kore ve İspanya için %10 önem düzeyinde, Meksika ve Türkiye %1 önem düzeyinde geçerli olduğunu göstermektedir.

Analizden elde edilen sonuçlar, Wagner Kanunu'nun geçerliliğinin, seçilen ülkeler ve ele alınan modeller bakımından farklı önem düzeylerinde kabul edildiğini gösterir. Bulgular Mann (1980), Murthy (1993), Lin (1995), Günaydın (2003), Arısoy (2005), Lamartina ve Zaghini (2011) ve Tulumce ve Zeren (2017)'in sonuçlarıyla benzerlik göstermektedir.

Bir sonraki bölümde elde edilen bulguların değerlendirilmesi yapıldıktan sonra çalışma sonlandırılacaktır.

## 5. SONUÇ

Bu çalışmada Wagner Kanunu'nun geçerliliği Güney Kore, İspanya, Meksika ve Türkiye için 1960-2016 dönemi verileri ile ARDL yöntemi kullanılarak test edilmiştir. Kanunun geçerliliğini sınamak için Peacock ve Wiseman (1961), Gupta (1967), Goffman (1968), Musgrave (1969) ve Mann (1980) modelleri kullanılmıştır. Araştırma bulguları kanunun geçerliliğinin istatistiki önem seviyesi bakımından farklılaşması ile birlikte beş model içinde kabul edildiği sonucuna varmıştır.

Güney Kore için beş farklı model ile yapılan sınır testi sonuçların göre uzun dönemli ilişkinin varlığı anlamlı bulunmuştur. ARDL Modeli'nden elde edilen  $\beta$  değerleri Peacock, Gupta ve Goffman modellerinin öngördüğü gibi 1'den büyük çıkmamış ve gelirdeki %1'lik bir artış kamu harcamalarını %1'den daha az artırmıştır. Musgrave ve Mann modelleri için hesaplanan katsayılar ise 0'dan küçük çıkmıştır. Bu durum Wagner Kanunu'nun geçerliliği için gereken  $\beta$  değerlerine ulaşamadığı anlamına gelmektedir. Wagner Kanunu'nun belirttiği gibi gelir artışının kamu harcamalarını artıracığı hipotezi Musgrave ve Mann modeli için de reddedilmiştir. Uygulama sonuçları kamu harcamaları ve kamu harcamalarının nüfusa oranı, GSYH ve kişi başına GSYH'nın bir fonksiyonu olduğunu fakat bu fonksiyonların Peacock ve Wiseman, Gupta ve Goffman'ın öngördüğü gibi artan bir fonksiyon olmadığını göstermiştir. Sonuç olarak Güney Kore için uygulama bulguları tüm modellerde Wagner Kanunu'nun geçersiz olduğunu göstermiştir. Güney Kore için Keynesyen yaklaşımın geçerli olabileceği tarihsel süreç içerisinde ülkenin kamu harcamaları ve büyüme ilişkisi istatistiki olarak incelendiğinde de açık bir şekilde görülebilir. Kriz dönemlerinde Güney Kore'nin izlemiş olduğu artırımcı para ve maliye politikalarının bunda etkili olduğu söylenebilir.

İspanya için yapılan analizler neticesinde Wagner Kanunu'nun kamu harcamalarının, GSYH ve kişi başına GSYH'nın bir fonksiyonu olduğunu öngören Musgrave ve Mann modelleri için uzun dönemli ilişki tespit edilmiştir. Ayrıca Wagner Kanunu'nun geçerliliğini test eden beş farklı modelde de tahmin edilen katsayıların beklentiler ile uyumlu olduğu gözlemlenmiştir. Peacock ve Wiseman, Gupta ve Goffman modelleri bakımından İspanya için tahmin edilen modellerin katsayıları uyumludur ve bağımsız değişkende meydana gelen %1'lik bir değişim kamu harcamalarını veya kişi başına kamu harcamalarını %1'den daha fazla artırmaktadır.

Meksika için yapılan analizler neticesinde Peacock ve Wiseman, Gupta, Musgrave ve Mann modellerinden elde edilen Wagner Kanunu'nun örneklem dönemi için geçersiz olduğu sonucuna ulaşılmıştır. Ayrıca Goffman modeli Meksika için Wagner Kanunu'nun geçerli olduğunu ve kişi başına GSYH'daki %1'lik artışın kamu harcamalarını %1'den daha fazla artıracığını göstermiştir. Wagner Kanunu Meksika özelinde sadece Goffman modeli ile geçerli bulunmuştur.

Wagner Kanunu'nun Türkiye için geçerli olup olmadığının araştırılması neticesinde Musgrave ve Mann modelleri için uzun dönemli ilişkinin varlığı tespit edilmiş ve tahmin edilen katsayıların beklenen katsayılar ile uyumlu olduğu gözlemlenmiştir. Kamu harcamaları ve kamu harcamalarının nüfusa oranının, GSYH ve kişi başına GSYH'nın bir fonksiyonu olduğunu belirten Peacock ve Wiseman, Gupta ve Goffman modelleri bakımından ise tahmin edilen katsayılar uyumludur ve bağımsız değişkende meydana gelecek %1'lik bir değişim kamu

harcamalarını veya kişi başına kamu harcamalarını %1'den daha fazla artırmaktadır. Türkiye için yapılan analizde Wagner Kanunu beş model içinde geçerli bulunmuştur.

Funashima (2017) dalgacık analizi kullanarak Wagner Kanunu'nun geçerliliğini test ettiği çalışmada farklı zaman periyotlarında Wagner Kanunu'nun geçerliliğinin sınırlı sürelerce desteklenebileceği sonucuna varmıştır. Bu çalışmadan hareketle Meksika ve Güney Kore için farklı zaman periyotlarında Wagner Kanunu'nun geçerliliğinin araştırılması neticesinde bu çalışmada elde edilen sonuçlardan farklı bulgulara ulaşmak mümkündür.

#### **KAYNAKLAR**

- Akbulut, H. (2017), "Ekonomik Gelişmişlik-Kamu Harcamaları İlişkisi: 2007:1-2015:3 Dönemi Türkiye Örneği", *Yönetim Bilimleri Dergisi*, Cilt:15, Sayı:29, Ss:9-23.
- Arısoy, İ. (2005), "Wagner Ve Keynes Hipotezleri Çerçevesinde Türkiye'de Kamu Harcamaları Ve Ekonomik Büyüme İlişkisi", *Çü Sosyal Bilimler Enstitüsü Dergisi*, Cilt:14(22), Ss:63-80.
- Arısoy, İ. (2005), "Wagner Ve Keynes Hipotezleri Çerçevesinde Türkiye'de Kamu Harcamaları Ve Ekonomik Büyüme İlişkisi", *Çü Sosyal Bilimler Enstitüsü Dergisi*, Cilt:14, Sayı:22, Ss:63-80.
- Ashworth, J. (1994), "Spurious İn Mexico: A Comment On Wagner's Law", *Public Finance/Finances Publiques*, Vol:49, No:2, Pp:282-286.
- Ay, A. (2006), "Türkiye'de Wagner Teorisi Üzerine Var Analizi (1980-2005)", *S.Ü. İibf Sosyal Ve Ekonomik Araştırmalar Dergisi*, Sayı:12, Ss:293-314.
- Bagdigen, M. & Beşer, B.(2009)," Ekonomik Büyüme İle Kamu Harcamaları Arasındaki Nedensellik İlişkinin Wagner Tezi Kapsamında Bir Analizi: Türkiye Örneği (An Analysis of the Casualty Relation Between Public Expenditures and Economic Growth Based on Wagner's Law: The Case of Turkey)", *ZKÜ Sosyal Bilimler Dergisi*, Cilt:5, No:9, Ss:1-16.
- Cameron, D.R. (1978), "The expansion of the public economy: A comparative analysis", *American Political Science Review*, Vol:72, No:4, Pp:1243-1261.
- Chang, T. (2002), "An econometric test of Wagner's law for six countries based on cointegration and error-correction modelling techniques", *Applied Economics*, Vol:34, No:9, Pp:1157-1169.
- Cheng, B.S. & Lai, T.W. (1997), "Government Expenditures and Economic Growth in South Korea: A VAR Approach", *Journal of Economic Development*, Vol:22, No:1, Pp:11-24.
- Engle, R., F. & Granger C., W., J. (1987), "Co-Integration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing", *Econometrica*, Vol:55, No:2, Pp:251-276.
- Fosu, Oteng-Abayie Eric, Frimpong Joseph Magnus (2006), "Bounds Testing Approach to Cointegration: An Examination of Foreign Direct Investment Trade and Growth Relationship", *American Journal of Applied Sciences*, Vol: 3, No: 11. Pp:2073-2092

- Funashima, Y. (2017), 'Wagner's Law Versus Displacement Effect', *Applied Economics*, Vol:49, No:7, Pp:619-634.
- Gacener, A. (2005), "Türkiye Açısından Wagner Kanunu'nun Geçerliliğinin Analizi", *Deü, İibf Dergisi*, Cilt:20, Sayı:1, 103-122.
- Goffman, I. (1968), "On The Empirical Testing Of Wagner's Law: A Technical Note," *Public Finance*, Vol:23, No:3, Pp:359-364.
- Greene, W. H. (2003), "Econometric Analysis" (5th ed.), Prentice Hall, Upper Saddle River, NJ.
- Gupta, S. (1967), "Public Expenditure And Economic Growth: A Time Series Analysis," *Public Finance*, Vol:22, No:4, Pp:423-461.
- Güder, F.; Yücekaya, P.; Şenyurt, A. (2016), "Kamu Harcamaları ile Ekonomik Büyüme İlişkisi: Türkiye için Keynesyen Görüş mü? Wagner Kanunu mu Geçerli? (2006-2015 Dönemi)" *ÇOMÜ Uluslararası Sosyal Bilimler Dergisi*, Cilt:1, Sayı:1, Ss:47-60.
- Günaydın, İ. (2003), "Türkiye'de Wagner Kanunu'nun Geçerliliği Üzerine Ekonometrik Bir Araştırma (1970-2002)", *Atatürk Üniversitesi İ.İ.B.F. Dergisi*, Cilt:17, Sayı:3-4, Ss:79-94.
- Hayo, B. (1994), "No Further Evidence Of Wagner's Law For Mexico", *Public Finance/Finances Publiques*, Vol:49, No:2, Pp:287-294.
- Henrekson, M. (1993), "Wagner's Law - A Spurious Relationship?", *Public Finance*, Vol:46, No:3, Pp:406- 415.
- Işık, N. & Alagöz M. (2005) 'Kamu Harcamaları Ve Büyüme Arasındaki İlişki', *Erciyes Üniversitesi İktisadi Ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*, Sayı:24, Ss: 63-75.
- Jenkins, H. & Katırcıoğlu, S. (2010), 'The Bounds Test Approach for Cointegration and Causality between Financial Development, International Trade and Economic Growth: The Case of Cyprus', *Applied Economics*, Vol:42, No:13, Pp:1699-1707
- Johansen, S. & Juselius, K. (1990), "Maximum Likelihood Estimation and Inference on Cointegration With Applications to the Demand for Money", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, Vol:52, No:2, Pp:169-210.
- Johansen, S. (1988), "Statistical Analysis of Cointegration Vectors", *Journal of Economic Dynamics and Control*, Vol:12, No:2-3, Pp:231-254.
- Karagianni, S.; Pempetzoglou, M.; Strikou, S.(2011), "Testing Wagner's Law For The European Union Economies", *Journal of Applied Business Research (JABR)*, Vol:18, No:4, Pp:107-114.
- Lamartina, S. & Zaghini, A. (2011), "Increasing Public Expenditure: Wagner's Law in OECD Countries", *German Economic Review*, Vol:12, No:2, Pp:149-164.
- Lin, C. (1995), "More Evidence On Wagner's Law For Mexico", *Public Finance/Finances Publiques*, Vol:50, No:2, Pp:267-277.
- Mann, A.J. (1980), "Wagner's Law: An Econometric Test For Mexico, 1925-1976", *National Tax Journal*, Vol:33, Pp:189-201.

- Mızırak, Z. & Üçler, G. (2012), “Türkiye’de Kamu Harcamalarının İktisadi Büyüme Üzerindeki Etkisi (1970-2009)”, *Elektronik Sosyal Bilimler Dergisi*, Cilt:11, Sayı:42, Ss:179-202.
- Mohammadi, H.; Cak M.; Cak, D. (2008), "Wagner's hypothesis: New evidence from Turkey using the bounds testing approach", *Journal of Economic Studies*”, Vol:35, No:1, Pp:94-106.
- Murthy, N.R.V. (1993), “Further Evidence Of Wagner’s Law For Mexico: An Application Of Cointegration Analysis”, *Public Finance/Finances Publiques*, Vol:48 No:1, Pp:92-96.
- Musgrave, R.A. (1969), *Fiscal systems*. New Haven and London: Yale University Press.
- Nagarajan, P. & Spears, A. (1990), “An Econometric Test Of Wagner’s Law For Mexico: A Re-Examination”, *Public Finance/Finances Publiques*, Vol:45 No:1, Pp:165-168.
- Narayan, P. & Smyth, R. (2005), “Trade Liberalization and Economic Growth in Fiji. An Empirical Assessment Using the ARDL Approach”, *Journal of the Asia Pacific Economy*, Vol:10, No:1, Pp:96-115.
- Oktayer, A. (2011), “Türkiye’de Ekonomik Büyüme Ve Kamu Harcamaları Arasındaki İlişkinin Ampirik Analizi: 1950– 2009”, *İktisat Fakültesi Mecmuası*, Cilt:61, Sayı:1, Ss:261-282.
- Oktayer, N. & Susam, N. (2008), “Kamu Harcamaları- Ekonomik Büyüme İlişkisi: 1970-2005 Yılları Türkiye Örneği”, *Atatürk Üniversitesi İktisadi Ve İdari Bilimler Dergisi*, Cilt:22, Sayı:1, Ss:145-164.
- Pattichis, C., A. (1999), “Price and income elasticities of disaggregated import demand: results from UECMs and an application”, *Applied Economics*, Vol:31, No:9, Pp:1061-1071.
- Peacock, A. & Scott, A. (2000), “The Curious Attraction Of Wagner’s Law”, *Public Choice*, Vol:102, Pp:1-17.
- Peacock, A. & Wiseman, J., “The Growth Of Public Expenditure İn The United Kingdom”, Oxford University Press, London, 1961.
- Permana Y.H. & Vika, G.S.J. J. (2014), “Testing The Existence Of Wagner Law And Government Expenditure Volatility İn Indonesia Post-Reformation Era”, *Journal Of Economics And Sustainable Development*, Vol:5, No:10, Pp:130-139.
- Pesaran, M. H. & Shin, Y. (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., H.; Shin, Y., And Smith, R., J. (2001), “Bounds Testing Approaches to the Analysis of Level Relationships”, *Journal of Applied Econometrics*, 16(3), pp. 289-326
- Sancar, C. (2012), “Kamu Harcamaları Ve Ekonomik Büyüme İlişkinine Wagner Yasası Ve Keynesyen Görüş Çerçevesinde Teorik Bir Yaklaşım: Türkiye Örneği (2000-2011)”, *Uluslararası Sosyal Bilimler Dergisi*, Cilt:1, Sayı:2, Ss:1-19.
- Selen, U. & Eryiğit, K. (2009), “Yapısal Kırımların Varlığında, Wagner Kanunu Türkiye İçin Geçerli Mi?”, *Maliye Dergisi*, Sayı:156, Ss:177-198.

- Singh, B. & Sahni, B. (1984), "Causality Between Public Expenditure And National Income", *The Review Of Economics And Statistics*, Vol:66, No:4. Pp:630-644.
- Şanlısoy, S. & Sunal, O.(2016), "Kamu Harcamaları-Ekonomik Büyüme İlişkisi: Türkiye Örneği", *Gümüşhane Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü Elektronik Dergisi*, Cilt:7, Sayı:17, Ss:102-122.
- Telek, C. & Telek, A. (2016), "Kamu Harcamaları Ve Ekonomik Büyüme İlişkisinin Wagner Ve Keynes Hipotezi Çerçevesinde İncelenmesi", *Uluslararası Yönetim İktisat Ve İşletme Dergisi*, Icafr 16 Özel Sayısı, 628-642.
- Tuna, K. (2013), "Türkiye’de Wagner Kanunu’nun Geçerliliğinin Test Edilmesi", *İşletme Ve İktisat Çalışmaları Dergisi*, Cilt:1, Sayı:3, Ss:54-57.
- Turan, T. & Karakas, M. (2016), "The Effect Of Trade Openness And Income On The Size Of A Government." *Transylvanian Review of Administrative Sciences*, No:47, Pp:164-178.
- Ulucak, R. & Ş. Ulucak. Z. (2014), "Kamu Harcamaları Ve Ekonomik Büyüme Arasındaki Nedensellik", *Uluslararası Yönetim İktisat Ve İşletme Dergisi*, Cilt:10, Sayı:23, Ss:81-98.
- Y. Tülümce, S. & Zeren, F. (2017), "Türkiye’de Kamu Harcamaları Ve Ekonomik Büyüme Arasındaki İlişkinin Asimetrik Nedensellik Testi İle Analizi", *Uluslararası Yönetim İktisat Ve İşletme Dergisi*, Cilt:13, Sayı:2, Ss:299-310.
- Yılancı, V.; (2009), "Yapısal Kırımlar Altında Türkiye İçin İşsizlik Histerisinin Sınanması", *Doğuş Üniversitesi Dergisi*, 10(2), ss. 324-335