

WAGNER YASASI'NIN TÜRKİYE İÇİN TEST EDİLMESİ: 1980-2014 DÖNEMİNE İLİŞKİN ARDL ANALİZİ

TESTING WAGNER'S LAW FOR TURKEY: ARDL ANALYSIS FOR 1980-2014 PERIOD

Süleyman ULUTÜRKⁱ

Servet AKYOLⁱⁱ

Mehmet MERTⁱⁱⁱ

Received: 12.05.2016, Accepted: 24.11.2016, Published: 31.12.2016

ÖZ

Bu çalışmada Türkiye için Wagner Yasası 1980-2014 dönemi için araştırılmıştır. Wagner Yasası kamu harcamaları ile milli gelir arasındaki uzun dönemli ilişki olup olmadığını araştırır. Bu çalışmada yasanın geçerliliği Sınır Testi Yaklaşımı (ARDL) tekniği ile test edilmiştir. Yasayı test etmek için literatürde sıkça başvurulan beş model kullanılmıştır.

Elde edilen sonuçlar modeller için farklılık göstermektedir. Model 4 ve Model 5'in test sonuçları incelenen dönemde Wagner Yasasının geçerli olup olmayacağı konusunda kesin bir kanıt sunmamıştır. Buna karşın, diğer üç modelin sonuçları yasanın geçerli olduğunu göstermektedir.

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

Jel Sınıflaması: *C51 E60 H50*

ABSTRACT

In this paper, the Wagner's Law for Turkey for the period 1980-2014 is analyzed. Wagner's law investigates whether there is a long run relationship between government expenditure and the gross national product of country. The paper uses Bounding Testing Approach (ARDL-Co-integration) techniques to test the validity of Law's proposition. Five models are used frequently referenced in the literature for testing Wagner's Law.

The test results differ for models. Model 4 and Model 5 have not presented a conclusive evidence about whether Wagner Law is valid or not. Conversely, results of the other three models show us that the Law is valid.

ⁱ Akdeniz Üniversitesi, İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Maliye Bölümü Doç. Dr. uluturk@akdeniz.edu.tr

ⁱⁱ Akdeniz Üniversitesi, İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Maliye Bölümü Dr. sakyol@akdeniz.edu.tr

ⁱⁱⁱ Akdeniz Üniversitesi, İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Ekonometri Bölümü Doç. Dr. mmert@akdeniz.edu.tr

Keywords: *Wagner's Law, Public Expenditures, Economic Growth, ARDL Co-integration*

JEL Classification: *C51 E60 H50*

1. GİRİŞ

Devletin ekonomik faaliyette bulunmasının bir göstergesi olarak kamu harcamaları (KH) ile toplumsal gelişmenin göstergesi olarak ekonomik büyüme (GSYH artışı) arasındaki ilişki, literatürde çeşitli yaklaşımlarla ele alınmaktadır. Devletin ekonomik faaliyetlerindeki genişlemenin toplumsal gelişmenin önemli bir belirleyicisi olduğu, daha fazla mal ve hizmet üretilmesinin ekonomik büyümenin nedeni olduğu söylenebilir. Ancak, tersi bir yaklaşımla da ekonomik gelişme devletin ekonomik faaliyetinin artmasına neden olabilir. Dolayısıyla, devlet toplumsal gelişmeyi takip ederek, ekonomik ve sosyal gelişmenin doğurduğu yeni ihtiyaçları karşılayacak mekanizmaları oluşturur. Bu bağlamda KH artışı, ekonomik büyümenin göstergesi olan GSYH artışına neden olup olmayacağı ya da tam tersi GSYH artışının, KH artışının nedeni olabileceği tartışma konularının özünü oluşturmaktadır.

Wagner tarafından 1883 yılında ileri sürülen yaklaşım tartışmayı bir açıdan ele almaktadır. Wagner'e göre gelişme sürecinde kamu kesiminin ekonomik faaliyetlerinde bir artış yaşanmakta ve bunun sonucunda KH da artmaktadır. Teknolojik gelişme, kentleşme, sanayileşme gibi süreçler KH artışını doğuran başlıca etkenlerdir. Özelleştirmelerin yaşandığı, serbest piyasa anlayışının ön plana çıkarıldığı dönemlerde bile devletin yönetim ve denetim faaliyetlerinde bir artış yaşanmakta ve buna bağlı olarak KH artmaktadır. İlk defa Wagner tarafından ileri sürülen bu yaklaşım ekonomi ve maliye literatüründe “Wagner Yasası” veya “Wagner Hipotezi” olarak bilinmektedir.

Wagner Yasası'nın geçerliliğini farklı ülke örnekleriyle sınanan çok sayıda ekonometrik çalışma yapılmıştır. Çalışmalar başlıca üç grupta toplanmaktadır. Bunların ilki, ekonomik büyümenin nedeni olarak KH artmaktadır; KH artışı, GSYH artışına neden olur. Dolayısıyla Wagner Yasası geçerli değildir. İkinci grup çalışmalarda KH'daki artışın, ekonomik büyümenin bir sonucu olduğu düşüncesi hâkimdir. Başka bir deyişle, KH, ekonomik büyüme ile birlikte artan devlet faaliyetleri nedeniyle artmaktadır. Bu durumda Wagner Yasası geçerlidir. Üçüncü grup çalışmalarda ise KH ile ekonomik büyüme (GSYH artışı) arasında nedensellik ilişkisi sınanmaktadır. İlişkinin yönüne göre Wagner Yasası'nın geçerli olup olmadığına veya iki değişken arasında bir ilişki olmadığına karar verilmektedir.

Bu çalışmada KH ile GSYH artışı arasındaki ilişki Türkiye için sorgulanacak, Wagner Yasası'nın Türkiye için geçerli olup olmadığı, geliştirilmiş ekonometrik modellerle test edilecektir. Yasası'nın Türkiye için sınanması daha önce birçok çalışma ile yapılmıştır. Bu çalışmanın diğer çalışmalardan farklılığı iki noktada ortaya çıkmaktadır. İlki çalışmanın inceleme dönemine ilişkindir. Önceki çalışmaların önemli bir bölümü 1980 öncesi dönemi kapsamakta, az sayıda çalışma ise 1980 sonrasını kısmen incelemektedir. Bu çalışmada inceleme için 1980-2014 dönemi seçilmiş, böylece günümüze oldukça yaklaşmıştır. Çalışmanın özgünlüğüne yönelik ikinci nokta, seçilen ekonometrik yöntemle aittir. Önceki çalışmalarda genellikle nedensellik ve eşbütünleşme analiz yöntemleri kullanılmıştır. Bu çalışma diğerlerinden farklı olarak “sınır testi yaklaşımı” (otoregresif dağıtılmış gecikmeli –ARDL- eşbütünleşme yöntemi) kullanılmıştır.

Çalışma beş bölümden oluşmaktadır. Birinci bölümde KH artışı ve Wagner Yasası kısaca incelenmiştir. İkinci bölümde Wagner Yasası teorik olarak açıklanarak, yasaya yönelik eleştiriler ele alınmış ve geliştirilen fonksiyonel modeller açıklanmıştır. Yine bu bölümde KH ile ekonomik büyüme arasındaki ilişkiyi açıklamaya çalışan diğer yaklaşımlardan da kısaca söz edilmiştir. Üçüncü bölümde Türkiye ve diğer ülkeler için yapılmış olan çalışmalar ve bu çalışmaların bulguları kısaca aktarılmıştır. Dördüncü bölümde ise önce kullanılacak test tekniği ve veriler açıklandıktan sonra, yasanın geçerliliği 1980-2014 yıllarını kapsayan verilerle sınanmıştır. Sonuç bölümünde ise genel bir değerlendirme yapılmıştır.

2. KAMU HARCAMALARININ ARTIŞINA İLİŞKİN KURAMSAL BİR YAKLAŞIM: WAGNER YASASI

Aşağıda Wagner Yasası ile literatürde kamu harcamalarının artış nedenlerini açıklamaya çalışan diğer yaklaşımlar açıklanmaya çalışılacaktır. Ayrıca, Wagner Yasası'na yapılan eleştiriler ve ampirik çalışmaların sonuçlarından da söz edilecektir.

2.1 Wagner Yasası

Kamunun faaliyetlerinde zaman içinde görülen artış, Wagner tarafından 1883 yılında incelenmiştir. Wagner, Britanya, Kuzey Amerika ülkeleri ile İsviçre ve Prusya gibi ülkelerin kamu harcamalarının gelişimini ele aldığı çalışmasındaⁱ, gelişmekte olan ülke ekonomilerinde kamu kesiminin faaliyetlerinde zaman içerisinde bir genişleme yaşandığını, bu genişlemenin de kamu harcamalarında artışa neden olduğunu söylemiştir. Bu görüş daha

ⁱ Wagner (1964).

sonra literatürde Wagner Hipotezi (Yasası) olarak ifade edilmiştir (Ulutürk, 1998:30).

Wagner'e göre endüstrileşme ve modernleşme sürecinde kamusal faaliyetlerin yerini zaman içinde özel kesimin faaliyetleri almaktadır (Çavuşoğlu, 2005:75). Devletin yerini özel kesime bıraktığı özelleştirme süreçlerinde bürokrasinin basitçe "görünmez el" ile yer değiştirdiğini söylemek mümkün değildir. Rekabetçi piyasaların işlemesi için kamusal düzenlemelere gerek duyulmaktadır. Üstelik kamu kesiminin yerini özel kesime bırakmakta olduğu dönemlerde, bir gün içerisinde tüm bürokrat sınıfının işten ayrılacağını beklemek de yanlış olacaktır (Tobin, 2005:732). Dolayısıyla bu süreçte devletin yönetim ve denetim gibi fonksiyonlarında görülen artışlar, KH'nın da artmasına neden olmaktadır. Sanayileşme sürecinde ortaya çıkan iş bölümü, emeğin artan oranda uzmanlaşmasına yol açarken bu süreçte iş ilişkileri karmaşık bir hal kazanmaktadır. Aynı mekanizma sonucunda iş ilişkilerinde bilgiye verilen önem de artmakta, bu durumda kamu kesiminin düzenleyici ve denetleyici faaliyetlerine daha fazla gereksinim duyulmaktadır (Ulutürk, 1998:33).

Sanayileşme sürecinin bir sonucu olarak kentleşme de benzer biçimde kamu faaliyetlerini arttırıcı bir etki yaratmaktadır (Ulutürk, 1998:34). 19 uncu yy'da başlayan sanayileşme süreci ile birlikte kent nüfusu, kır nüfusuna oranla artmıştır. Bu süreçte Britanya'dan başlayan şehirleşme hareketleri daha sonra Almanya, Fransa, İsviçre ve Belçika gibi ülkelere sıçramıştır. Kent nüfusunun artması ile birlikte ortaya çıkan sorunların üstesinden gelebilmek için ülke yöneticileri çok yönlü önlemler almaya başlamışlardır. İlerleyen süreçlerde sosyal devlet olgusunun ortaya çıkması ile birlikte devletin kentlere ilişkin fonksiyonlarında belirgin bir artış yaşandığı görülmektedir (Es ve Ateş, 2004:206–207). Sonuçta, sanayileşme sürecinin ortaya çıkardığı bir takım sosyal sorunlar KH'nın artmasına neden olmaktadır.

Bu artışı ortaya çıkaran bir diğer neden ise teknolojik gelişme olgusudur. Teknolojik gelişme daha büyük ölçekli yatırımları gerekli kılmaktadır. Ulaşım ve haberleşme ile altyapı yatırımları buna örnek gösterilebilir. Özel sektörün bu yatırımları gerçekleştirecek kapasitesinin olmadığı düşünüldüğünde, kamu müdahalesi zorunlu olarak karşımıza çıkmaktadır (Mann, 1980:189). Diğer yandan teknolojik gelişme sürecinde oluşan doğal tekeller ile kamu kesiminin mücadele etmesi etkinliği arttırıcı etki yaratmaktadır (Henrekson, 1993).

Wagner Yasası'na göre, KH'nın sürekli artışına ilişkin ileri sürülebilecek bir başka gerekçe de, kamusal malların genellikle lüks ya da erdemli mallar olarak kabul edilmesinin doğurduğu "gelire bağlı talep artışı" olgusudur. Bu malların talebinin gelir esnekliği yüksektir. Dolayısıyla kişi başına gelirin artması sonucunda eğitim ve kültür, sağlık, adalet, iç güvenlik ve ulusal

savunma gibi kamusal hizmetlere olan talep de artacaktır (Ulutürk, 1998:34). Ayrıca, kolektif tüketilen kamusal malların, kolektif üretilmeleri, özel kesimce üretilmelerinden daha etkin olacaktır (Henrekson, 1993).

2.2 Wagner Yasası'na Yönelik Eleştiriler ve Kamu Harcamalarının Artışına İlişkin Diğer Yaklaşımlar

Wagner Yasası literatürde yoğun eleştirilerle karşılaşmıştır. Öncelikle denilebilir ki yasa, günümüzün gelişmiş ekonomileri olan bir grup ülkenin, gelişme sürecinin analizini içermektedir. Dolayısıyla, ele aldığı dönem itibariyle sanayileşme sürecinde ekonomik gelişme ile birlikte kamu harcamalarında bir artış olacağı sonucuna ulaşılması doğaldır. Wagner Yasası'na ilişkin bir diğer eleştiri noktası, savaşların ekonomi ve KH üzerindeki etkilerini dikkate almamış olmasından kaynaklanmaktadır. Wagner, muhtemelen 20 nci yy.'da yaşanacak olan savaşların etkilerini olduğundan daha düşük olarak öngörmüştür (Ulutürk, 1998:35–36). Oysa 20 nci yy büyük ekonomik ve sosyal maliyetleri olan savaşların yüzyılı olmuştur. Savaşların KH üzerindeki etkilerinin Wagner'in modelinde yer almaması, modelin bu yüzyıl açısından açıklayıcı gücünü zayıflatmıştır.

Wagner Yasası'nın bu eksikliği bir başka hipotezin çıkış noktasını oluşturmuştur. Peacock-Wiseman Sıçrama Hipotezi olarak da bilinen bu yaklaşım, KH'nın savaş gibi olağanüstü dönemlerde, önceki dönemlere göre bir sıçrama göstereceğini, olağanüstü dönemi izleyen olağan dönemde ise, olağanüstü dönemin öncesindeki normal düzeyinin üzerinde kalacağını savunmaktadırⁱⁱ. Dolayısıyla bu hipotez, KH artışı konusunda Wagner'den farklı sonuçlara ulaşmaktadır (Ulutürk, 1998:38–39).

Toplumdaki bireylerin kamu gelirleri ve harcamalarına yönelik tercihleri arasında paralellik olmayabilir. Yani kamu harcamalarının artırılmasını arzu eden birey, aynı zamanda kamu gelirlerindeki artışı kabul etmeyebilir. Bunun sonucu olarak, bireylerin arzu ettikleri kamu harcama düzeyi ile katlanabildikleri vergi yükü birbirinden farklı olacaktır. Peacock-Wiseman hipotezine göre toplumda beklenmedik bir baskı olmadığı sürece, katlanılabilir vergi yükü düzeyinde fazla değişme olmayacaktır. KH'nı arttırmak isteyen hükümetin, hangi nedenlerle bunu gerçekleştirmek istediği önemlidir. Savaş gibi olağanüstü durumlar, artış için gerekli ortamı sağlayacaktır. Bu dönemlerde katlanılabilir vergi yükü daha kolay arttırılabilir

ⁱⁱ Literatürde Peacock-Wiseman hipotezi için farklı ifadeler kullanılmaktadır. Bunlardan biri "sıçrama hipotezi" iken bir başka ifade "yerleşme hipotezi"dir. Olağanüstü dönemde artan kamu harcamalarının olağan döneme geçilmesine karşın, olağanüstü dönem önceki düzeyinin üzerinde kalması, adeta bu harcama düzeyinin yerleşmiş olması olarak kabul edilerek bu ifade kullanılmıştır.

ve ortaya çıkacak bir “yerleşme etkisi” sayesinde bu artış (tamamen olmasa da) savaş sonrası döneme taşınabilir (Peacock ve Wiseman, 1967).

Katlanılabilir vergi yükü, savaşın neden olduğu olağanüstü durumlarda, ekonomik bunalım gibi olağanüstü durumlara göre daha kolay arttırılabilmektedir. Bunalım dönemlerinde KH'nın borçlanma gibi yollardan gerçekleştirilmesi durumunda katlanılabilir vergi yükü kavramının genişletilerek analize dâhil edilmesi gerekir. Çünkü bu durumda harcamaların yükü sıfır olacaktır. Dolayısıyla katlanılabilir vergi yükü kavramı diğer bazı kamu gelirlerini kapsayacak şekilde genişletildiğinde savaş dışındaki olağanüstü durumlar açısından da açıklayıcı olabilmektedir (Gupta, 1967:428).

Ancak, Wagner Yasası gibi Peacock-Wiseman Sıçrama Hipotezi de farklı açılardan eleştirilmiştir. Eleştirilerin başında Peacock ve Wiseman tarafından gerçekleştirilen bu analizin sonuçlarının sadece ele alınan dönemde Britanya'da geçerli olabileceği gelmektedir. Diğer yandan yapılan analizde hiçbir miktar ölçüsü kullanılmadığı ve anlamlılık testi yapılmadığı da diğer eleştiri noktalarıdır. Son olarak da hipotezin sadece KH ve çıktı düzeyi arasında bir trend değişimine işaret ettiği, oysa kamu harcamalarındaki artışın olağanüstü neden dışında bir sosyal patlama sonucunda gerçekleşmiş olma olasılığının da dikkate alınması gerektiği üzerinde durulmaktadır (Ulutürk, 1998:44-45).

Kamu harcamalarının artışına ilişkin çalışmalara, politik iktisat literatüründe de yer verilmiştir. “Aşırı genişleme hipotezi” olarak bilinen yaklaşım, politik iktisadın araçlarını kullanarak KH'da sürekli ve dönemsel artışlar olabileceğini savunmaktadır. KH'nın sürekli artışının nedenlerine ilişkin değişik modeller geliştirilmiştir. “Mali demokrasi modeli”nde KH'nın artışı öncelikle oylama sistemlerindeki yanlılığa bağlıdır. Çoğunluk oylaması, yapısı gereği aşırı arza yol açmaktadır. Kamu çalışanlarının harcamaların artışı yönünde oy verecek olması gibi faktörler de buna benzer bir etki doğuracaktır. Diğer politik iktisat modellerinde ise KH'nın sürekli artışı bürokratların, politikacıların ve seçmen davranışları ile iktidarda bulunan siyasi partinin politik görüşüne bağlanmaktadırⁱⁱⁱ.

ⁱⁱⁱ Bu konuda ayrıntılı bilgi için Ulutürk (1998)'e bakılabilir. Örneğin;

- Bürokratların kendilerinin önemli olduğunu göstermek için gereğinden fazla fon talebinde bulunmaları ve hizmetlerinden elde edilecek yararları olduğundan fazla göstermek gibi davranışları,
- Politikacıların, oylarını maksimize edecek politikalar üretmek yerine, çoğunluğu sağlamaya yetecek programları savunmaları sonucunda ortaya çıkan bütçenin, ortanca seçmenin isteklerini aşan bir bütçe olması ve ayrıca seçim kampanyalarının maliyeti ve iktidarda bulunanların seçim öncesinde izledikleri genişletici politikalar,
- Seçmen davranışlarının kısa dönemli ve hemen sonuç veren politikalardan etkilenmesi seçim dönemlerinde politikacıların reel ücretleri arttıracak kaynak aktarımı

2.3 Wagner Yasası'nın Geçerliğini Sınamaya Yönelik Geliştirilen Modeller

KH ile ekonomik büyüme arasındaki ilişki literatürde sıkça ele alınmaktadır (Cameron, 1978; Carr, 1989; Landau, 1986a, 1986b; Lin 1994) ve ilişki farklı şekillerde kurulmaktadır. Kamu ekonomisi literatüründe genellikle KH artışı, GSYH artışının bir sonucu olduğu görüşü hâkimdir. Buna karşılık pek çok makroekonomik model bunun tam tersini savunmaktadır. Konu, aslında modelde yer alan değişkenlerin bağımlı veya bağımsız değişken olarak kabul edilmeleri ile ilgilidir. Örneğin, KH Wagner yaklaşımında içsel (bağımlı) değişken olarak tanımlarken, Keynesyen yaklaşımında dışsal (bağımsız) değişkendir. Dolayısıyla KH Keynesyen modelde önemli bir politika aracı olmaktadır (Singh ve Sahni 1984a:630).

Keynesyen modelin fonksiyonel ifadesi, (NI) milli geliri, (C) tüketim harcamalarını, (I) yatırım harcamalarını, (G) ise kamu harcamalarını göstermek üzere basitçe $NI=f(C+I+G)$ biçimde gösterilebilir. Bu model, Friedman (1953) tarafından hiçbir gecikme içermediği için eleştirilmektedir. Bu da modelin “ekonomik dalgalanmaları” açıklayamadığı anlamına gelmektedir^{iv}.

Wagner Yasası'nın geçerliliği ile ilgili çalışmalar üç ana başlık altında toplanmaktadır. Birinci gruptaki çalışmalar ekonomik büyümede KH yönlü ilişkileri ele almaktadır. İkinci grup çalışmalar KH'ında ekonomik büyüme yönlü ilişkileri araştırmaktadır. Üçüncü gruptaki çalışmalarda ise KH ve ekonomik büyüme arasındaki nedensellik ilişkisinin araştırıldığı görülmektedir. Birinci grup çalışmalarda Wagner Yasası'nı sınamak için altı temel model kullanılmıştır (Halıcıoğlu, 2003:131).

Modellerin ilki geleneksel Peacock-Wiseman modelidir (Peacock-Wiseman, 1967; Musgrave, 1969; Goffman ve Mahar 1971). Buna göre Wagner Yasası'nın geçerli olabilmesi için KH'nda gerçekleşen artışın, toplam üründeki (GSYH) artıştan daha fazla olması gerekmektedir. Buna göre KH, GSYH'nın artan bir fonksiyonudur;

$$KH = f(GSYH); \quad f' > 0 \text{ ve} \quad e_{GSYH}^{KH} > 1 \quad (1)$$

mekanizmalarını tercih etmeleri ve bunun sonucunda da dönemsel dalgalanmaların doğması,

- d. Politik yelpazenin solunda yer alan partilerin, devletin ekonomik hayata daha fazla müdahale etmesini savunmaları sonucunda, özellikle yatırım harcamalarını artırarak ek istihdam yaratmaları ve sosyal transfer harcamalarını artırarak da dar ve düşük gelirli kesime kaynak aktarmaları kamu harcamalarının artışının gerekçeleri olarak gösterilmektedir.

^{iv} Friedman tarafından ileri sürülen “sürekli gelir hipotezi”, kişilerin tüketim kararlarında gelecekteki gelirlerinin bir ortalamasını göz önüne aldıklarını ve dolayısıyla Keynes'in ortaya koyduğu çarpan etkisinin sanılandan düşük olacağını savunmaktadır.

Wagner Yasası'nın ikinci yorumu Goffman ve Mahar (1971) modeli, KH'daki artışın sadece ekonomik gelişmeden kaynaklanmadığını, gelişmekte olan ülkelerde nüfusun (N) artmasının, özellikle eğitim ve sağlık harcamaları artışında etkili olduğunu öngörmektedir. Dolayısıyla KH, kişi başına GSYH'nın artan fonksiyonu olarak ifade edilmektedir;

$$KH = f\left(\frac{GSYH}{N}\right), \quad f' > 0 \text{ ve } e^{\frac{KH}{GSYH}} > 1 \quad (2)$$

Diğer yandan Mann, Peacock-Wiseman modelini geliştirerek KH'nın GSYH içindeki payını bağımlı değişken haline getirmiştir. Peacock-Wiseman Oransal modeli olarak adlandırılmaktadır (Mann, 1980). Bu modelde, KH'nın GSYH'ya oranı, GSYH'nın artan bir fonksiyonudur;

$$\frac{KH}{GSYH} = f(GSYH), \quad f' > 0 \text{ ve } e^{\frac{KH}{GSYH}} > 1 \quad (3)$$

Musgrave, düşük gelir düzeyinden yüksek gelir düzeyine geçen ülkelerde KH'nın GSYH içindeki payının bağımlı değişken olarak kullanılması gerektiğini savunmuştur (Musgrave, 1969; Ram, 1986). Musgrave tarafından formüle edilmiş bu model, Wagner Yasası'nın en sık kullanılan biçimi olarak karşımıza çıkmaktadır (Halıcıoğlu, 2003:131). Modele göre, KH'nın GSYH'ya oranı, kişi başına GSYH'nın artan fonksiyonudur;

$$\frac{KH}{GSYH} = f\left(\frac{GSYH}{N}\right), \quad f' > 0 \text{ ve } e^{\frac{KH}{GSYH}} > 1 \quad (4)$$

Michas-Gupta geliştirdiği modelde ise, bağımlı değişken KH'nın nüfusa oranı olarak kabul edilmektedir (Gupta, 1967; Michas, 1975). Buna göre, kişi başına KH, kişi başına GSYH'nın artan bir fonksiyonudur;

$$\frac{KH}{N} = f\left(\frac{GSYH}{N}\right), \quad f' > 0 \text{ ve } e^{\frac{KH}{N}} > 1 \quad (5)$$

Pryor modeli ise Wagner Yasası'nın aslında gelişen ekonomilerde Kamunun Tüketim Harcamalarının (KTH) artacağı tezini içerdiği yorumundan yola çıkılarak geliştirilmiştir (Pryor, 1968). Bu bağlamda modele göre KTH, GSYH'nın artan bir fonksiyonudur;

$$KTH = f(GSYH); \quad f' > 0 \text{ ve } e^{\frac{KTH}{GSYH}} > 1 \quad (6)$$

Yukarıdaki altı model kamu harcamalarındaki artışı tek değişkenle açıklamaya çalışmaktadır. Abizadeh (1985) tarafından geliştirilen çoklu regresyon modelinde ise KH'nın GSYH'ya oranını açıklayan birden fazla değişken tanımlanmıştır. Modelin fonksiyonel ifadesi aşağıdaki gibi yazılabilir;

$$\frac{KH_t}{GSYH_t} = f(T, YPR, AR, ENP, OP, FI) \quad (7)$$

Modelde, (T) zamanı, (YPR) kişi başına reel GSYH'yı, (AR) tarımsal oranı, (ENP) kişi başına enerji tüketimini, (OP) ekonominin dışı açıklık göstergesini ve (FI) finansal araçları göstermektedir.

2.4 Wagner Yasası'nın Geçerliliğini Test Eden Çalışmaların Sonuçları

KH ile GSYH arasındaki nedensellik ilişkisini ele alan pek çok ampirik çalışma yapılmıştır. Bu çalışmalardan, Singh ve Shani (1984a, 1984b); Ram (1986a, 1986b, 1987); Rao (1989), Henrekson (1993); Kelly (1997); Grenade ve Wright (2014) ele aldıkları ülke ve dönemler için Wagner Yasası'nın geçerli olmadığı sonucuna ulaşmıştır. Buna karşın, Kolluri vd. (2000); Chang (2002); Lamartina ve Zaghini (2010); Menyah ve Wolde-Rufael (2012) ise Wagner Yasası'nın seçilen ülkeler için geçerli olduğunu bulmuşlardır. Anwar vd., (1996) 88 ülkeyi kapsayan çalışmada, 29 ülkede GSMH ve KH arasında herhangi bir ko-integrasyon ilişkisi gözlenemezken, 33 ülke için GSMH ve KH arasında doğrudan bir ilişki tespit edilmiştir. 23 ülke için ise dolaylı bir nedensellik ilişkisi belirlenmiş, sadece 13 ülke için Wagner yasasını destekler sonuçlar elde edilmiştir. Wahab (2004) ise 30 OECD ülkesi için 50 yıllık süreyi kapsayan çalışmada Wagner Yasası için sınırlı bir destek bulmuştur. Sakthivel ve Yedav (2007) Hindistan özelinde yapılan çalışmada ise, KH'nın milli gelirden daha hızlı büyüme hızına sahip olduğu sonucuna ulaşılmış, KH ile ekonomik hizmetler arasında çift yönlü, milli gelir ve faiz ödemeleri arasında ise tek yönlü bir ilişki olduğu gösterilmiştir.

Türkiye'de de Dünya'daki eğilime benzer bir biçimde, ekonomik büyüme ve KH ilişkisini Wagner Yasası çerçevesinde irdelemeye yönelik çalışmalar yapılmıştır. Bu çalışmalardan Yıldırım (1994); Yamak ve Küçükale (1997); Terzi (1998); Günaydın (2000); Sarı (2003); Arısoy (2005); Selen ve Eryiğit (2009); Aytaç ve Güran (2010); Oktayer (2011) ve Taşseven (2011) Türkiye için Wagner Yasası'nın geçerli olduğu sonucuna varmıştır. Buna karşın, Ulutürk (1998, 2001); Demirbaş (1999); Uzay (2002); Halıcıoğlu (2003); Çavuşoğlu (2005); Başar vd. (2009); Bağdigen ve Beşer (2009); Gül ve Yavuz (2011); Yüksel ve Songur (2011) ve Tuna (2013) ise Türkiye için Wagner Yasası'nı destekleyecek sonuçlara ulaşamamıştır. Kabaklarlı ve Er (2014)'de dönemsel ayırım yapılarak, kısa dönemde ekonomik büyümedeki artışın KH'da azalışa neden olurken, uzun dönemde KH'nın gelir esnekliği sıfırdan büyük çıkarak Wagner Yasasının Musgrave modeline göre anlamlı olduğu sonucuna ulaşılmıştır. Şahin ve Özenç (2007) ise KH ile GSMH arasında çift yönlü bir nedensellik ilişkisi olduğu sonucuna

ulaşmıştır. Bu çalışmalarda kullanılan ekonometrik yöntemlerin büyük bir bölümü Nedensellik ve Eşbütünleşme analizlerine dayanmaktadır.

Yukarıda açıklanan ampirik çalışmaların sonuçlarına genel bir bakış, ekonomik büyüme ile KH arasındaki ilişkinin seçilen döneme ve ülkelere göre farklılaşabileceğini göstermektedir.

3. EKONOMETRİK YÖNTEM VE MODELLER

Çalışmanın bu bölümünde öncelikle Wagner Yasası'nın Türkiye için geçerliğini test etmek amacıyla kullanılacak modeller açıklanacaktır. Yukarıda modellerin fonksiyonel biçimleri verilmiştir. Bu bölümde ise modellerin ekonometrik eşitlikleri açıklanacaktır. Daha sonra ise test yönteminden söz edilecektir.

3.1 Wagner Yasası'nı Test Eden Modeller

KH ve ekonomik büyüme arasındaki uzun dönem ilişkisini incelemek için aşağıdaki 5 farklı model üzerinde durulmuştur:

Model 1 (Peacock-Wiseman, 1967):

$$LKH_t = \alpha_0 + \beta_1 LGSYH_t + u_t \quad (8)$$

Model 2 (Goffman ve Mahar 1971):

$$LKH_t = \alpha_1 + \beta_2 LKGSYH_t + e_t \quad (9)$$

Model 3 (Mann, 1980):

$$L\left(\frac{KH}{GSYH}\right)_t = \alpha_2 + \beta_3 LGSYH_t + \tau_t \quad (10)$$

Model 4 (Musgrave, 1969; Ram, 1986):

$$L\left(\frac{KH}{GSYH}\right)_t = \alpha_3 + \beta_4 LKGSYH_t + \delta_t \quad (11)$$

Model 5: (Gupta, 1967; Michas, 1975):

$$LKKH_t = \alpha_4 + \beta_5 LKGSYH_t + \varphi_t \quad (12)$$

Eşitliklerde LKH reel kamu harcamalarının doğal logaritmasını, LGSYH reel gayri safi yurtiçi hasılanın doğal logaritmasını, LKGSYH reel kişi başı gayri safi yurtiçi hasılanın doğal logaritmasını, LKKH reel kişi başı kamu harcamalarının doğal logaritmasını, $L\left(\frac{KH}{GSYH}\right)$ reel kamu harcamalarının reel gayri safi yurtiçi hasılaya oranının doğal logaritmasını göstermektedir. Ayrıca, u , e , τ , δ ve φ hata terimleridir. Modelleri test etmek amacıyla kullanılacak seriler Türkiye İstatistik Kurumu (TÜİK) ve Maliye Bakanlığı Bütçe ve Mali Kontrol Genel Müdürlüğü (BÜMKO)'nden 1980-2014 dönemleri arası yıllık olarak (35 gözlem) derlenmiş ve nominal değişkenler reel hale getirmek için, GSYH deflatörü kullanılarak deflete

edilmişlerdir. Serilerin doğal logaritmaları alınmadan bazı betimsel istatistikleri Ek 1'de, her bir modelde verilen serilerin birlikte zaman yolu grafikleri Ek 2'de görülmektedir.

3.2 Eşbütünleşme Yöntemi

Zaman serileri arasında uzun dönem denge ilişkisini tahmin etmek için eşbütünleşme teknikleri kullanılmaktadır. Kalıntılara dayanan Engle ve Granger (1987) tarafından geliştirilen eşbütünleşme metodunun yanında en küçük kareler yöntemiyle elde edilen Phillips ve Hansen (1990) tarafından geliştirilen eşbütünleşme yöntemi yoğun olarak kullanılmıştır. Ayrıca, bunlara ek olarak, çok değişkenli eşbütünleşme teknikleri adı altında, Johansen (1988), Johansen ve Juselius (1990), Johansen (1996) tarafından en çok olabilirlik tahmin yöntemleri kullanılarak seriler arasındaki uzun dönem ilişkilerine ait tahmin yöntemleri geliştirilmiştir. Tüm bu eşbütünleşme yöntemlerinin ortak özelliği serilerin aynı dereceden tümleşik olma gerekliliğinin yanı sıra büyük örneklerde tutarlı sonuçlar vermesidir. Ancak, son yıllarda Pesaran vd. (2001) tarafından geliştirilen ve "sınır testi" olarak da bilinen otoregresif dağıtılmış gecikmeli (ARDL) eşbütünleşme yöntemi, bağımsız değişkenlerin düzeyde durağan ya da birinci dereceden tümleşik olmalarına izin verirken, küçük örneklerde de tutarlı sonuçlar elde edilmesine olanak sağlamaktadır. Çalışmada 1980-2014 dönemi (35 yıl) verilerinden yararlanıldığından ve serilerin çok uzun olmamasından dolayı, seriler arasındaki uzun dönem denge ilişkisinin testi için ARDL yöntemi diğer eşbütünleşme yöntemlerine tercih edilmiştir.

Eşitlik 8, 9, 10, 11 ve 12'de gösterilen beş ayrı model tahmin edileceği için ARDL prosedürünün anlaşılmasında kolaylık olması açısından modellerdeki bağımlı değişken Y ve bağımsız değişken X olarak gösterilirse Pesaran vd. (2001) tarafından önerilen sabit terimli, sabit terimli ve trendli ARDL eşitlikleri aşağıdaki gibi olacaktır:

$$\Delta Y_t = \alpha + \sum_{i=1}^m \beta_{1i} \Delta Y_{t-i} + \sum_{i=0}^m \beta_{2i} \Delta X_{t-i} + \beta_3 Y_{t-1} + \beta_4 X_{t-1} + v_t \quad (13)$$

$$\Delta Y_t = \alpha_0 + \alpha_1 t + \sum_{i=1}^m \beta_{1i} \Delta Y_{t-i} + \sum_{i=0}^m \beta_{2i} \Delta X_{t-i} + \beta_3 Y_{t-1} + \beta_4 X_{t-1} + \varepsilon_t \quad (14)$$

Değişkenler arasında uzun dönemli bir denge ilişkisinin varlığı, sınır testi ile sınımlanmaktadır. Sınır testinde Eşitlik 13 ya da Eşitlik 14'de uzun dönem ilişkisinin olmadığını ima eden yokluk hipotezi $H_0: \beta_3 = \beta_4 = 0$, $H_1: \beta_3 \neq \beta_4 \neq 0$ alternatif hipotezine karşı test edilmektedir. Kullanılan F test istatistiği Pesaran vd. (2001)'nin önerdiği üst kritik değer I(1)'den büyükse yokluk hipotezi red edilecek ve değişkenler arasında uzun dönem denge ilişkisi olduğu sonucuna varılacaktır. F istatistiği Pesaran vd. (2001)'in önerdiği alt kritik değer I(0)'dan küçükse yokluk hipotezi kabul edilecektir. Test istatistiği I(0) ve I(1) kritik değerlerinin arasında ise uzun dönem denge

ilişkisinin olup olmadığı hakkında bir karar verilememektedir (Pesaran vd, 2001). Narayan (2005) yaptığı simülasyon çalışmalarıyla Pesaran vd (2001)'nin önerdiği kritik değerlerin küçük örneklem için tutarlı olmadığını göstermiş ve küçük örneklem için daha tutarlı sonuçlar veren I(0) ve I(1) kritik değerleri önermiştir. Eşitlik 8 ve Eşitlik 9'da maksimum gecikme uzunluğu m , Akaike (AIC), Schwarz (SIC) ve Hannan Quinn (HQ) gibi bilgi kriterleri yardımıyla belirlenmektedir. Minimum bilgi kriteri değerini veren gecikme uzunluğu maksimum gecikme uzunluğu olarak seçilmektedir. Ancak, seçilen gecikme uzunluğu ile elde edilen modelde otokorelasyon sorununun olmamasına dikkat edilmelidir. Yapılan sınır testi sonucu seriler arasında uzun dönem eşbütünleşme ilişkisi bulunduğu uzun dönem ARDL modeli aşağıdaki gibi olacaktır:

$$Y_t = \beta_0 + \sum_{i=0}^p \beta_{1i} Y_{t-i} + \sum_{i=1}^q \beta_{2i} X_{t-i} + \pi_t \quad (15)$$

Eşitlik 15'de gecikme uzunlukları p ve q ARDL modelinin parametreleri olup AIC, SIC, HQ ya da düzeltilmiş belirtme katsayısı (\bar{R}^2) istatistiklerine göre belirlenmektedir. AIC, SIC ya da HQ bilgi kriteri en küçük olan ya da \bar{R}^2 katsayısı en büyük olan p ve q parametrelili ARDL modeli seçilmektedir. Ancak bu ölçütlere göre karar verilen modelde değişen varyans, serisel korelasyon, model spesifikasyonu ve kalıntıların normal dağılmaması gibi sorunların olmaması gerekmektedir. Dolayısıyla, modele karar verildikten sonra ilgili tanı testlerinin yapılması gereklidir. Son olarak, kısa dönem tahmin denklemi, diğer adıyla hata düzeltme modeli (ECM) aşağıdaki eşitlik yardımıyla bulunacaktır:

$$Y_t = \delta_0 + \sum_{i=0}^p \delta_{1i} \Delta Y_{t-i} + \sum_{i=1}^q \delta_{2i} \Delta X_{t-i} + \lambda ECM_{t-1} + \omega_t \quad (16)$$

Eşitlik 16'da hata düzeltme teriminin (ECM_{t-1}) katsayısı λ hata düzeltme katsayısı ya da düzeltme hızı parametresi olarak bilinmektedir. Bu katsayı kısa dönemde oluşan dengesizliklerin uzun dönem dengesine ulaşma hızını vermekle birlikte katsayının negatif işaretli ve istatistiksel olarak anlamlı olması beklenmektedir.

Yukarıda da bahsedildiği gibi; serisel korelasyon, değişen varyans, model spesifikasyonu ve normallik testlerinin yanında tahmin edilen parametrelerin kararlılığını belirleyen Brown vd. (1975) tarafından önerilen kümülatif toplam (CUSUM) ve kümülatif kareler toplamı (CUSUMSQ) grafiklerine bakılmalıdır.

4. EKONOMETRİK BULGULAR

Yukarıda da belirtildiği gibi Türkiye için 1980-2014 yılları için elde edilmiş olan seriler önce birim kök testleri yapılacak, daha sonra eşbütünleşme ilişkisinin olup olmadığı sınanacaktır.

4.1 Birim Kök Süreci

ARDL eşbütünleşme yönteminde bağımlı değişkenin birinci dereceden entegre (tümleşik) olması, bağımsız değişken(ler)in düzeyde durağan ya da birinci dereceden tümleşik olması gerekliliğinden dolayı ilgilenilen modellerde kullanılan serilerin birim kök testleri Dickey ve Fuller (1981) tarafından önerilen Arttırılmış Dickey Fuller (ADF) testi yardımıyla yapılmıştır. Kwiatkowski, vd. (1992) tarafından önerilen Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (KPSS) birim kök testi gibi, literatürde sıklıkla kullanılan diğer birim kök testleri de uygulanmış ve aynı sonuçlar bulunduğu için Tablo 1'de sadece ADF testi sonuçları verilmiştir. Ayrıca, analiz edilen seriler çok uzun olmadıkları için yapısal kırılmalı birim kök testlerinin uygulanmasına ihtiyaç duyulmamıştır.

Tablo 1: ADF Birim kök testi sonuçları

Seriler	Sabit t	Sabit ve trend t	Seriler	Sabit t	Sabit ve trend T
LKH	-1.70	0.01	Δ LKH	-5.34	-5.56
LKKH	-1.65	-0.01	Δ LKKH	-5.34	-5.53
LGSYH	-1.88	-0.11	Δ LGSYH	-5.06	-5.28
LKGSYH	-1.83	-0.13	Δ LKGSYH	-5.05	-5.25
L(KH/GSYH)	-0.92	-1.99	Δ L(KH/GSYH)	-5.83	-5.73
Mackinnon, (1991) kritik değerleri:					
Yanılma düzeyi	Sabit	Sabit ve trend			
%1	-3.63	-4.25			
%5	-2.95	-3.54			
%10	-2.61	-3.20			

Tablo 1'de sabit terimli ve sabit terim ve trendli modeller için uygulanan ADF testi sonuçları görülmektedir. Birim kök sürecinde maksimum gecikme uzunluğu SIC bilgi kriterine göre belirlenmiştir. Test sonuçlarına göre; hem sabit terimli hem de sabit terimli ve trendli model için serilerin düzeyde durağan olmadıkları ancak birinci farklarının birim kök içermediği anlaşılmaktadır. Böylelikle kullanılan serilerin tümü birinci dereceden tümleşik seriler olup ARDL prosedürünü uygulamakta her hangi bir sakınca görülmemektedir.

4.2 Eşbütünleşme süreci

Seriler arasında eşbütünleşme ilişkisinin olup olmadığı sınır testi yaklaşımı ile araştırılmıştır. Eşitlik 13 ve Eşitlik 14'de gösterilen ARDL modelleri her bir model için tahmin edilmiştir. Eşitlik 13 ve Eşitlik 14'de maksimum gecikme m, olası en büyük gecikme değeri 9 olarak alınmıştır. Eşbütünleşme hipotezinin sınır testi yardımıyla test edilebilmesi için her bir gecikme için AIC, SIC, HQ ve Durbin Watson (DW) istatistikleri ile birlikte F test istatistiği değerleri hesaplanmış ve Tablo 2'de gösterilmiştir. Tablo 2'de Eşitlik 13'de gösterilen sabit terimli ARDL modeline ait sonuçlar yer

almaktadır. Eşitlik 14'de gösterilen sabit terimli ve trendli modele ait sınır testi sonuçları benzer olduğundan Tablo 2'de verilmemiştir. Ayrıca, Model 4 ve Model 5 de verilen Eşitlik 11 ve 12'de sınır testi sonuçlarına göre seriler arasında eşbütünleşme ilişkisinin varlığına ilişkin bir karar verilememektedir. Başka bir ifadeyle, Eşitlik 11 ve 12 için elde edilen sınır testi F istatistik değerleri, tüm yanılma düzeylerinde (alfa:.01, .05 ve .10 için) hem Pesaran vd. (2001) hem de Narayan (2005) tarafından önerilen alt ve üst kritik değerler arasında kalmıştır. Bu yüzden Model 1, 2 ve 3'de gösterilen Eşitlik 8, Eşitlik 9 ve Eşitlik 10 için uzun ve kısa dönem tahminleri üzerinde durulurken, Tablo 2'de Model 4 ve 5 (Eşitlik 11 ve Eşitlik 12) için sınır testi sonuçlarına yer verilmemiştir.

Tablo 2: Sınır testi sonuçları

MODEL 1						MODEL 2				
Gecikme	AIC	SIC	HQ	DW	F	AIC	SIC	HQ	DW	F
1	-1.38	-1.11	-1.29	2.03	2.49	-1.39	-1.12	-1.30	2.06	2.26
2	-1.48	-1.11	-1.36	1.82	3.42	-1.50	-1.13	-1.38	1.83	3.63
3	-1.62	-1.16	-1.47	2.27	6.05	-1.65	-1.19	-1.50	2.26	6.11
4	-1.55	-0.99	-1.37	2.05	6.32	-1.58	-1.02	-1.40	2.02	6.28
5	-1.36	-0.70	-1.16	1.98	3.46	-1.39	-0.73	-1.18	1.95	3.26
6	-1.28	-0.52	-1.05	1.87	2.80	-1.31	-0.55	-1.08	1.84	2.54
7	-1.15	-0.29	-0.89	1.90	1.84	-1.16	-0.30	-0.90	1.94	1.55
8	-1.26	-0.29	-0.98	1.62	1.10	-1.33	-0.36	-1.05	1.56	1.20
9	-2.65	-1.57	-2.35	2.18	5.95	-2.20	-1.13	-1.91	2.14	2.82
MODEL 3						KRİTİK DEĞERLER				
Gecikme	AIC	SIC	HQ	DW	F	Pesaran vd., 2001, CI(III) case III, intercept and no trend, k=1				
1	-1.38	-1.11	-1.29	2.03	2.49	Alfa:	I(0)	I(1)		
2	-1.48	-1.11	-1.36	1.82	3.42	%10	4.04	4.78		
3	-1.62	-1.15	-1.47	2.27	6.05	%5	4.94	5.73		
4	-1.55	-0.99	-1.37	2.04	6.32	%1	6.84	7.84		
5	-1.36	-0.70	-1.15	1.98	3.46	Narayan, 2005, case III, intercept and no trend, n=35, k=1				
6	-1.28	-0.52	-1.05	1.87	2.80	Alfa:	I(0)	I(1)		
7	-1.15	-0.29	-0.89	1.90	1.84	%10	4.22	5.05		
8	-1.26	-0.29	-0.98	1.62	1.10	%5	5.29	6.17		
9	-2.65	-1.57	-2.35	2.18	5.95	%1	7.87	8.96		

Tablo 2'de görüldüğü gibi, Model 1 için tüm bilgi kriterleri en uygun gecikme uzunluğunun 9 olduğunu göstermektedir. 9 gecikmeli model için hesaplanan F istatistiği (5.95) Pesaran vd. (2001)'nin .05 ve .10 yanılma düzeylerine ait I(1) kritik değerlerinden (4.78 ve 5.73) büyüktür. Ayrıca hesaplanan F istatistiği Narayan (2005)'in .10 yanılma düzeyine ait I(1) kritik değerinden (5.05) büyüktür. Böylelikle eşbütünleşme ilişkisinin olmadığını ima eden yokluk hipotezi red edilebilir. Model 1 için bir eşbütünleşme

ilişkisinin olduğu sonucuna varılmıştır. Model 2 için AIC ve HQ bilgi kriterleri en uygun gecikmenin 9 olduğunu göstermektedir. Bu kriterlere göre uygun gecikme 9 olarak alınırsa F test istatistiği değeri 2.82, tüm yanılma düzeylerinde bütün alt sınır kritik değerleri I(0)'dan küçük olduğundan eşbütünleşme ilişkisinin olmadığı görülmektedir. Ancak SIC bilgi kriterine göre en uygun gecikme 3 olmaktadır. Buna karşı gelen F test istatistiği 6.11, Pesaran vd. (2001)'nin .05 ve .10 yanılma düzeylerine ait I(1) kritik değerlerinden (4.78 ve 5.73); Narayan (2005)'in .10 yanılma düzeyine ait I(1) kritik değerinden (5.05) büyüktür. Böylelikle Model 2 için SIC bilgi kriterine göre yapılan sınır testi yaklaşımıyla bir eşbütünleşme ilişkisinin varlığından söz edilebilmektedir. Model 3 için de tüm bilgi kriterleri en uygun gecikmeyi 9 olarak belirlemiş ve F istatistiği 5.95 olarak elde edilmiştir. Bu değer de Pesaran vd. (2001)'nin .05 ve .10 yanılma düzeylerine ait I(1) kritik değerlerinden (4.78 ve 5.73); Narayan (2005)'in .10 yanılma düzeyine ait I(1) kritik değerinden (5.05) büyük olduğu için Model 3'de de bir eşbütünleşme ilişkisinin varlığı kabul edilmektedir. Uygun gecikme uzunluklarıyla karar verilen tüm modeller için DW istatistikleri (1.70:2.30) aralığında olduğundan modellerde her hangi bir otokorelasyon sorununun olmadığı kabul edilmiştir.

Tablo 3: Model 1 için kriterine göre seçilen ARDL(5, 4) tahmin sonuçları

Bağımlı değişken: LKH _t	Katsayı	St. Hata	t	P-değeri
LKH _{t-1}	0.6401*	0.229	2.79	0.014
LKH _{t-2}	0.1052	0.283	0.37	0.716
LKH _{t-3}	-0.1693	0.299	-0.57	0.581
LKH _{t-4}	-0.4068	0.239	-1.69	0.110
LKH _{t-5}	-0.0938	0.061	-1.53	0.147
LGSYH _t	1.0976**	0.079	13.89	0.000
LGSYH _{t-1}	-0.6258*	0.263	-2.38	0.031
LGSYH _{t-2}	-0.0789	0.306	-0.26	0.801
LGSYH _{t-3}	0.1992	0.320	0.62	0.544
LGSYH _{t-4}	0.3994	0.244	1.64	0.122
Sabit	-2.5979**	0.869	-2.99	0.009

$\bar{R}^2 = 0.99$, $F_{10, 15} = 4111.6$ (P=0.000), denklemin st. hatası=0.097.
Serisel korelasyon için Lagrange çarpanları testine göre $\chi_1^2 = 0.38$, P=0.536.
Fonksiyonel form için Ramsey's RESET testine göre $\chi_1^2 = 0.61$, P=0.436.
Kalıntıların Normallik testine göre $\chi_1^2 = 0.38$, P=0.827.
Değişen varyans testine göre $\chi_1^2 = 1.01$, P=0.314.

*: .05, **: .01 yanılma düzeyinde anlamlıdır.

Model 1, 2 ve 3 için Eşitlik 15'de verilen ARDL modelinin tahmin sürecinde ARDL parametreleri; Model 1 ve 2 için p=5 ve q=4; Model 3 için p=9 ve q=0 olarak elde edilmişlerdir. Bu parametreler belirlenirken p ve q'nun maksimum değeri, olası en büyük değer olan 9 olarak alınmıştır. Olası

modeller içinde en uygun p ve q değeri belirlenirken AIC, SIC, HQ ve \bar{R}^2

istatistiklerinden yararlanılmıştır. AIC, SIC ve HQ bilgi kriterlerine göre belirlenen ARDL modellerinde model spesifikasyon (fonksiyonel form) hatası, kalıntıların normal dağılmaması, serisel korelasyon ve değişen varyans gibi sorunlarla karşılaşıldığından model seçimi \bar{R}^2 istatistiğine göre yapılmıştır. Tablo 3'de Model 1 için ARDL(5, 4) tahmin sonuçları görülmektedir. Bu modelde bağımlı değişken LKH ve bağımsız değişken LGSYH'dir. Tahmin edilen modelin anlamlı olduğu ($F=4111.6$, $P=0.000<.01$), düzeltilmiş belirtme katsayısının yüksek olduğu ($\bar{R}^2 = 0.99$) görülmektedir. Ayrıca modelde; serisel korelasyon, kalıntıların normal dağılmaması, değişen varyans ve model spesifikasyon hatasının olmadığı görülmektedir. Modelde reel gayri safi yurtiçi hasılanın katsayısı pozitif ve istatistiksel olarak anlamlıdır.

Model 1 için uzun dönem tahmin sonuçları Tablo 4'de görülmektedir. Reel gayri safi Yurtiçi hasılanın katsayısı pozitif ve istatistiksel olarak anlamlıdır (katsayı=1.0732, $P=0.000<.01$). Buna göre reel gayri safi yurtiçi hasıladaki %1'lik artış reel kamu harcamalarını %1.0732 arttırmaktadır.

Tablo 4: Model 1 için ARDL(5, 4) uzun dönem tahmin sonuçları

Bağımlı değişken: LKH _t	Katsayı	St. Hata	t	P-değeri
LGSYH _t	1.0732*	0.007	144.97	0.000
Sabit	-2.8099*	0.142	-19.78	0.000

*: .01 yanılma düzeyinde anlamlıdır.

Model 1 için Eşitlik 16'da gösterilen hata düzeltme modeli tahmin sonuçları (kısa dönem tahminleri) Tablo 5'da verilmiştir. Sonuçlara göre hata düzeltme katsayısı -0.9246 olarak elde edilmiştir ve bu katsayı istatistiksel olarak anlamlı bir katsayıdır ($P=0.000<.01$). Hata düzeltme katsayısının bire yakın, negatif ve anlamlı olmasından dolayı; seriler arasında kısa dönemde meydana gelen dengesizliklerin uzun dönem dengesine çok hızlı bir şekilde ulaştığı anlaşılmaktadır. Ayrıca, reel gayri safi yurtiçi hasılanın reel kamu harcamaları üzerinde kısa dönemde de pozitif ve anlamlı bir etkisi bulunmaktadır (katsayı=1.0976, $P=0.000<.01$).

Tablo 5: Model 1 için ARDL(5, 4) Hata Düzeltme Modeli

Bağımlı değişken: ΔLKH_t	Katsayı	St. Hata	t	P-değeri
ΔLKH_{t-1}	0.5646*	0.268	2.10	0.051
ΔLKH_{t-2}	0.6698**	0.282	2.38	0.030
ΔLKH_{t-3}	0.5005*	0.252	1.99	0.064
ΔLKH_{t-4}	0.0938	0.061	1.53	0.146
$\Delta LGSYH_t$	1.0976***	0.079	13.89	0.000
$\Delta LGSYH_{t-1}$	-0.5196*	0.259	-2.00	0.062
$\Delta LGSYH_{t-2}$	-0.5986**	0.275	-2.17	0.045
$\Delta LGSYH_{t-3}$	-0.3993	0.244	-1.64	0.121
$\Delta Sabit_t$	-2.5979***	0.869	-2.99	0.009
ECM _{t-1}	-0.9246***	0.288	-3.20	0.006

$\bar{R}^2=0.94$, DW=2.06.

*, .10, **, .05 ve ***, .01 yanılma düzeyinde anlamlıdır.

Tablo 6'de Model 2 için ARDL(5, 4) tahmin sonuçları görülmektedir. Bu modelde bağımlı değişken LKH ve bağımsız değişken LKGSYH'dir. Tahmin edilen modelin anlamlı olduğu ($F=4145.7$, $P=0.000<.01$), düzeltilmiş belirtme katsayısının yüksek olduğu ($\bar{R}^2 = 0.99$) görülmektedir. Ayrıca modelde; serisel korelasyon, kalıntıların normal dağılmaması, değişen varyans ve model spesifikasyon hatasının olmadığı görülmektedir. Modelde reel kişi başı gayri safi yurtiçi hasılanın katsayısı pozitif ve istatistiksel olarak anlamlıdır.

Tablo 6: Model 2 için kriterine göre seçilen ARDL(5, 4) tahmin sonuçları

Bağımlı değişken: LKH _t	Katsayı	St. Hata	t	P-değeri
LKH _{t-1}	0.6998***	0.229	3.04	0.008
LKH _{t-2}	0.0593	0.293	0.20	0.842
LKH _{t-3}	-0.1197	0.309	-0.38	0.705
LKH _{t-4}	-0.4436*	0.246	-1.79	0.093
LKH _{t-5}	-0.0817	0.059	-1.36	0.193
LKGSYH _t	1.0957***	0.079	13.77	0.000
LKGSYH _{t-1}	-0.6858**	0.265	-2.57	0.021
LKGSYH _{t-2}	-0.0307	0.319	-0.09	0.925
LKGSYH _{t-3}	0.1499	0.332	0.45	0.658
LKGSYH _{t-4}	0.4470*	0.253	1.76	0.098
Sabit	7.9605***	2.558	3.11	0.007

$\bar{R}^2 = 0.99$, $F_{10, 15}=4145.7$ ($P=0.000$), denklemin st. hatası=0.097.

Serisel korelasyon için Lagrange çarpanları testine göre $\chi^2_1=0.11$, $P=0.730$.

Fonksiyonel form için Ramsey's RESET testine göre $\chi^2_1=1.37$, $P=0.242$.

Kalıntıların Normallik testine göre $\chi^2_2=0.38$, $P=0.825$.

Değişen varyans testine göre $\chi^2_1=0.20$, $P=0.649$.

*, .05, **, .01 yanılma düzeyinde anlamlıdır.

Model 2 için uzun dönem tahmin sonuçları Tablo 7'de görülmektedir. Reel kişi başı gayri safi Yurtiçi hasılanın katsayısı pozitif ve istatistiksel olarak anlamlıdır (katsayı=1.1018, $P=0.000<.01$). Buna göre reel kişi başı gayri safi

yurtiçi hasıladaki %1'lik artış reel kamu harcamalarını %1.1018 arttırmaktadır.

Tablo 7: Model 2 için ARDL(5, 4) uzun dönem tahmin sonuçları

Bağımlı değişken: LKH _t	Katsayı	St. Hata	t	P-değeri
LKGSYH _t	1.1018*	0.008	137.08	0.000
Sabit	8.9848*	0.077	115.93	0.000

*: .01 yanılma düzeyinde anlamlıdır.

Model 2 için hata düzeltme modeli tahmin sonuçları (kısa dönem tahminleri) Tablo 8'da verilmiştir. Sonuçlara göre hata düzeltme katsayısı -0.8859 olarak elde edilmiştir ve bu katsayı istatistiksel olarak anlamlı bir katsayıdır ($P=0.000<.01$). Hata düzeltme katsayısının bire yakın, negatif ve anlamlı olmasından dolayı; seriler arasında kısa dönemde meydana gelen dengesizliklerin uzun dönem dengesine çok hızlı bir şekilde ulaştığı anlaşılmaktadır. Ayrıca, reel kişi başı gayri safi yurtiçi hasılanın reel kamu harcamaları üzerinde kısa dönemde de pozitif ve anlamlı bir etkisi bulunmaktadır (katsayı=1.0957, $P=0.000<.01$).

Tablo 8: Model 2 için ARDL(5, 4) Hata Düzeltme Modeli

Bağımlı değişken: ΔLKH_t	Katsayı	St. Hata	t	P-değeri
ΔLKH_{t-1}	0.5858**	0.272	2.14	0.047
ΔLKH_{t-2}	0.6451**	0.290	2.21	0.041
ΔLKH_{t-3}	0.5253*	0.257	2.04	0.058
ΔLKH_{t-4}	0.0817	0.059	1.36	0.192
$\Delta LKGSYH_t$	1.0957***	0.079	13.77	0.000
$\Delta LKGSYH_{t-1}$	-0.5663*	0.267	-2.12	0.050
$\Delta LKGSYH_{t-2}$	-0.5970*	0.288	-2.06	0.055
$\Delta LKGSYH_{t-3}$	-0.4470*	0.253	-1.76	0.097
Δ Sabit _t	7.9605***	2.558	3.11	0.007
ECM _{t-1}	-0.8859***	0.287	-3.08	0.007
$\bar{R}^2=0.94, DW=2.00.$				

*: .10, **: .05 ve ***: .01 yanılma düzeyinde anlamlıdır.

Tablo 9'da Model 3 için ARDL(9, 0) tahmin sonuçları görülmektedir. Bu modelde bağımlı değişken L(KH/GSYH) ve bağımsız değişken LGSYH'dir. Tahmin edilen modelin anlamlı olduğu ($F=17.70$, $P=0.000<.01$), düzeltilmiş belirtme katsayısının yüksek olduğu ($\bar{R}^2 = 0.87$) görülmektedir. Ayrıca modelde; serisel korelasyon, kalıntıların normal dağılmaması, değişen varyans ve model spesifikasyon hatasının olmadığı görülmektedir. Modelde reel gayri safi yurtiçi hasılanın katsayısı pozitif ve istatistiksel olarak anlamlıdır.

Tablo 9: Model 3 için kriterine göre seçilen ARDL(9, 0) tahmin sonuçları

Bağımlı değişken: L(KH/GSYH) _t	Katsayı	St. Hata	t	P-değeri
L(KH/GSYH) _{t-1}	0.7838***	0.222	3.51	0.003
L(KH/GSYH) _{t-2}	0.0398	0.289	0.13	0.892
L(KH/GSYH) _{t-3}	-0.0665	0.281	-0.23	0.816
L(KH/GSYH) _{t-4}	-0.4924	0.283	-1.73	0.103
L(KH/GSYH) _{t-5}	0.0170	0.284	0.05	0.953
L(KH/GSYH) _{t-6}	0.2186	0.288	0.75	0.460
L(KH/GSYH) _{t-7}	-0.1734	0.250	-0.69	0.500
L(KH/GSYH) _{t-8}	0.1922	0.248	0.77	0.452
L(KH/GSYH) _{t-9}	-0.3512*	0.172	-2.03	0.060
LGSYH _t	0.0531*	0.025	2.07	0.056
Sabit	-2.1152**	0.927	-2.28	0.038

$\bar{R}^2 = 0.87$, $F_{10, 15} = 17.70$ (P=0.000), denklemin st. hatası=0.096.

Serisel korelasyon için Lagrange çarpanları testine göre $\chi^2_1 = 0.13$, P=0.715.

Fonksiyonel form için Ramsey's RESET testine göre $\chi^2_1 = 0.18$, P=0.664.

Kalıntıların Normallik testine göre $\chi^2_2 = 0.19$, P=0.905.

Değişen varyans testine göre $\chi^2_1 = 0.99$, P=0.318.

*, .10, **, .05 ve ***, .01 yanılma düzeyinde anlamlıdır.

Model 3 için uzun dönem tahmin sonuçları Tablo 10'de görülmektedir. Reel gayri safi Yurtiçi hasılanın katsayısı pozitif ve istatistiksel olarak anlamlıdır (katsayı=0.0369, P=0.000<.01). Buna göre reel gayri safi yurtiçi hasıladaki %1'lik artış KH/GSYH oranını %0.0639 arttırmaktadır.

Tablo 10: Model 3 için ARDL(9, 0) uzun dönem tahmin sonuçları

Bağımlı değişken: L(KH/GSYH) _t	Katsayı	St. Hata	t	P-değeri
LGSYH _t	0.0639*	0.008	7.96	0.000
Sabit	-2.5422*	0.134	-18.87	0.000

*, .01 yanılma düzeyinde anlamlıdır.

Model 3 için hata düzeltme modeli tahmin sonuçları (kısa dönem tahminleri) Tablo 11'de verilmiştir. Sonuçlara göre hata düzeltme katsayısı -0.832 olarak elde edilmiştir ve bu katsayı istatistiksel olarak anlamlı bir katsayıdır (P=0.026<.05). Hata düzeltme katsayısının bire yakın, negatif ve anlamlı olmasından dolayı; seriler arasında kısa dönemde meydana gelen dengesizliklerin uzun dönem dengesine çok hızlı bir şekilde ulaştığı anlaşılmaktadır. Ayrıca, reel gayri safi yurtiçi hasılanın KH/GSYH oranı üzerinde kısa dönemde de pozitif ve anlamlı bir etkisi bulunmaktadır (katsayı=0.0531, P=0.056<.10).

Tablo 11: Model 3 için ARDL(9, 0) Hata Düzeltme Modeli

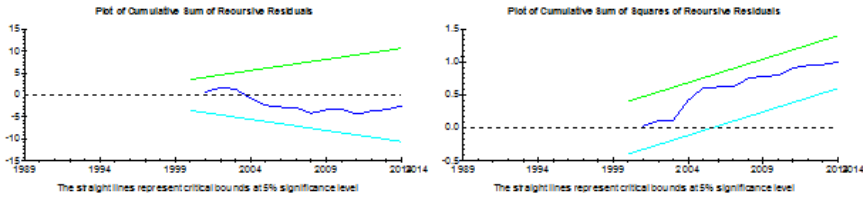
Bağımlı değişken: $\Delta L(KH/GSYH)_t$	Katsayı	St. Hata	t	P-değeri
$\Delta L(KH/GSYH)_{t-1}$	0.6159*	0.325	1.89	0.078
$\Delta L(KH/GSYH)_{t-2}$	0.6558*	0.328	1.99	0.065
$\Delta L(KH/GSYH)_{t-3}$	0.5892**	0.270	2.17	0.046
$\Delta L(KH/GSYH)_{t-4}$	0.0968	0.231	0.41	0.681
$\Delta L(KH/GSYH)_{t-5}$	0.1138	0.225	0.50	0.621
$\Delta L(KH/GSYH)_{t-6}$	0.3324	0.235	1.41	0.178
$\Delta L(KH/GSYH)_{t-7}$	0.1590	0.194	0.81	0.427
$\Delta L(KH/GSYH)_{t-8}$	0.3512*	0.172	2.03	0.060
$\Delta LGSYH_t$	0.0531*	0.025	2.07	0.056
$\Delta Sabit_t$	-2.1152**	0.927	-2.28	0.038
ECM_{t-1}	-0.8320**	0.337	-2.46	0.026

$\bar{R}^2=0.14, DW=2.04.$

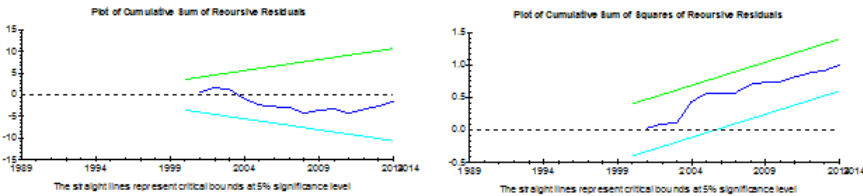
*, .10, **, .05 ve ***: .01 yanılma düzeyinde anlamlıdır.

Tahmin edilen her bir modele ait CUSUM ve CUSUMSQ grafikleri Şekil 1, 2 ve 3'de görülmektedir. Tüm grafiklerde istatistikler güven aralıklarının içerisinde kaldığından tahmin edilen parametrelerin kararlı olduğu görülmektedir.

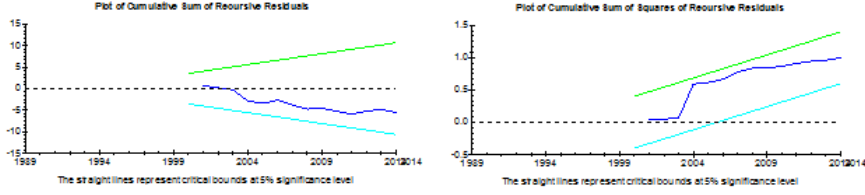
Şekil 1: Model 1 için CUSUM ve CUSUMSQ grafikleri



Şekil 2: Model 2 için CUSUM ve CUSUMSQ grafikleri



Şekil 3: Model 3 için CUSUM ve CUSUMSQ grafikleri



5. GENEL DEĞERLENDİRME VE SONUÇ

Devletin ekonomik faaliyette bulunmasının boyutlarını gösteren KH ile ekonomik büyüme arasındaki ilişkiyi açıklamaya çalışan ve Wagner tarafından 1883 yılında ileri sürülen yaklaşım, literatürde Wagner Yasası (Hipotezi) olarak bilinmektedir. Bu yaklaşıma göre ekonomilerin gelişme sürecinde kamu kesiminin faaliyetlerinde bir artış yaşanmakta ve bunun sonucu olarak KH'nda artış gerçekleşmektedir. Özelleştirmelerin yapıldığı ve serbest piyasa koşullarının geçerli olduğu dönemlerde bile devletin faaliyetlerindeki artışa bağlı olarak KH artmaya devam etmekte, teknolojik gelişme, kentleşme ve sanayileşme gibi süreçler KH'nın artışının başlıca nedeni olarak görülmektedir.

KH'da meydana gelen sürekli artışı açıklamaya çalışan, Wagner hipotezi dışında başka yaklaşımlar da vardır. Peacock-Wiseman Sıçrama Hipotezi, Aşırı genişleme hipotezi, Mali demokrasi modeli, politikacı ve seçmenlerin davranış biçimlerini ele alan politik iktisat modelleri ve bürokrat davranışlarını inceleyen modeller bunlardan bazılarıdır.

Wagner hipotezini çeşitli ülke verileri kullanarak test eden çalışmalarda kullanılan temelde 6 model bulunmaktadır. Bu modellerde KH bağımlı ve GSYH bağımsız değişken olarak yer almaktadır.

Zaman serileri arasında uzun dönem denge ilişkisini tahmin etmek için eşbütünleşme teknikleri kullanılmaktadır. Eşbütünleşme yöntemlerinin ortak özelliği serilerin aynı dereceden tümleşik olma gerekliliğinin yanı sıra büyük örneklerde tutarlı sonuçlar vermesidir. Son yıllarda geliştirilmiş olan sınır testi olarak da bilinen otoregresif dağıtılmış gecikmeli eşbütünleşme yöntemi, bağımsız değişkenlerin düzeyde durağan ya da birinci dereceden tümleşik olmalarına izin verirken, küçük örneklerde de tutarlı sonuçlar elde edilmesine olanak sağlamaktadır.

1980-2014 dönemine ilişkin Türkiye verileri kullanılarak yapılan testlerde modeller için farklı sonuçlara ulaşılmıştır. Modellerden KH/GSYH (Model 4) oranı ile kişi başına GSYH arasında ve kişi başına KH ile kişi başına GSYH (Model 5) arasında eşbütünleşme ilişkisi bulunamamıştır.

Dolayısıyla ülke nüfusundaki gelişmelerinde dikkate alındığı bu iki modelin test sonuçları, Wagner hipotezinin Türkiye için incelenen dönemde geçerli olup olmayacağı konusunda karar verilmesine olanak vermemektedir.

Buna karşın diğer üç modelde Wagner Yasası'nı doğrulayan sonuçlara ulaşılmıştır. Test sonuçları Model 1'de kısa ve uzun dönemde anlamlı sonuç vermektedir. Buna göre GSYH artışı, KH artışına neden olmaktadır. Başka bir deyişle Wagner Yasası geçerlidir. Benzer şekilde, Model 2 de kısa ve uzun dönemde anlamlı sonuç vermektedir. Kişi başına GSYH, KH artışına yol açmaktadır. Bu model için de Wagner Yasası geçerlidir. Son olarak Model 3 kısa ve uzun dönemde anlamlı sonuç vermektedir GSYH artışı, KH/GSYH artışına neden olmaktadır.

Yukarıda, Wagner Yasası'nın gelişmekte olan ekonomilerde, devletin mevcut faaliyetlerinde bir artışın olacağı ve yeni sorumluluklar üstleneceği, bu nedenle daha fazla kamu harcaması yapmasının kaçınılmaz olduğu üzerinde durulmuş, ekonomik gelişmenin göstergesi olarak da GSYH artışından söz edilmişti. Yapılan testlerde anlamlı sonuçlar veren üç modele göre, Türkiye'de 1980-2014 döneminde ekonomik büyümeye bağlı olarak kamu harcamalarının da arttığı görülmüştür. Bu durum kamu harcamalarındaki artışın GSYH artışının bir sonucu olduğunu göstermektedir. Türkiye'de 1980 sonrasında uygulanan dışa açık büyüme modelinin bir önceki dönemden açık bir farklılık gösterdiği bilinmektedir. Elde edilen sonuçlar büyümenin kamu harcamalarından kaynaklanmadığını, büyümeden kamu harcamalarına doğru bir ilişkinin varlığını göstermektedir. Nitekim 1980 sonrasında dışa açık büyüme modelinin uygulandığı dönemde Wagner Yasasının geçerli olması, kamu harcamalarının bir politika aracı olarak kullanılmadığı anlamına gelmektedir. Bunun, 1980 sonrasında devletin kamu harcamalarının artırılmamasına dayanan devletin küçültülmesi genel politikaları ile tutarlı olduğu söylenebilir.

KAYNAKÇA

- Abizadeh, S., & Gray, J. (1985). Wagner's Law: A Flooded Time-Series, Cross-Section Comparison. *National Tax Journal*, 38, 209-238.
- Anwar, M.S., & Stophan, D., & Sampath, R.K., (1996). Causality Between Government Expenditures and Economic Growth: An Examination Using Cointegration Techniques', *Public Finance*, Vol 51(2), 166-184.
- Arısoy, İ. (2005). Wagner ve Keynes Hipotezleri Çerçevesinde Türkiye'de Kamu Harcamaları ve Ekonomik Büyüme İlişkisi. *Çukurova Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü Dergisi*, 14, (2), 63-80.

- Aytaç, D., & Güran, M.C. (2010). Kamu Harcamalarının Bileşimi Ekonomik Büyüme Etkileri mi? Türkiye Ekonomisi İçin Bir Analiz. *Sosyoekonomi*, Temmuz-Aralık, 130-152.
- Bağdigen, M., & Beşer, B. (2009). Ekonomik Büyüme İle Kamu Harcamaları Arasındaki Nedensellik İlişkisinin Wagner Tezi Kapsamında Bir Analizi: Türkiye Örneği. *Zonguldak Karaelmas Üniversitesi Sosyal Bilimler Dergisi*, 5(5), 1-17.
- Başar, S. A., & Temurlenk, H., & Sinan, M. & Polat, Ö. (2009). Türkiye'de Kamu Harcamaları ve Büyüme İlişkisi: Sınır Testi Yaklaşımı. *Atatürk Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü Dergisi*, 13(1), 301-314.
- Brown R.L., & Durbin, J., & Evans J.M. (1975). Techniques For Testing The Constancy Of Regression Relations Over Time. *Journal of the Royal Statistical Society*, 37, 149-163.
- Cameron, D. R. (1978). The Expansion of the Public Economy: A Comparative Analysis. *The American Political Science Review*, 72, 1243-1261.
- Carr, J. L. (1989). Government Size and Economic Growth: A New Framework and Some Evidence from Cross-Section and Time – Series Data: Comment. *The American Economic Review*, 7(1):267-271.
- Chang, T. (2000). An econometric test of Wagner's law for six countries based on cointegration and error-correction modelling techniques, *Applied Economics*, 34, 1157-1169.
- Çavuşoğlu, T. A. (2005). Testing the Validity of Wagner's Law in Turkey: The Bounds Testing Approach, *Ankara Üniversitesi SBF Dergisi*, 60(1), 74-88.
- Demirbaş, S. (1999). *Cointegration analysis-causality testing and Wagner's law: the case of Turkey, 1950-1990*. Discussion Papers in Economics from Department of Economics, 99/3, University of Leicester. İngiltere.
- Dickey D.A., & Fuller W.A. (1981). Likelihood Ratio Statistics For Autoregressive Time Series With A Unit Root. *Econometrica*, 49, 1057-1072.
- Engle, R., & Granger, C. (1987). Cointegration And Error Correction Representation: Estimation And Testing. *Econometrica*, 55:251-276.
- Es, M., & Ateş, H. (2004). Kentleşme ve Göç: Sorunlar ve Çözüm Önerileri. *Sosyal Siyaset Konferansları Dergisi*, 48, 74-78.
- Friedman, M. (1953). *Essays in Positive Economics*, The University of Chicago Economic Press, Chicago.
- Goffman, I.J., & Mahar, D.J. (1971). The Growth of Public Expenditures in Selected Developing Nations: Six Caribbean Countries 1940-1965. *Public Finance*, 26(1), 57-73.
- Grenade, K., & Wright, A. (2014). Public Spending Selected Caribbean Countries: Testing Wagner's Law and Racthet Hypothesis. *Public Finance Review*, 42(4), 487-510.

- Gupta, S., (1967). Public Expenditure and Economic Growth: A Time-Series Analysis. *Public Finance*, 22, 423-466.
- Gül, E. & Yavuz, H. (2011). Türkiye’de Kamu Harcamaları ile Ekonomik Büyüme Arasındaki Nedensellik İlişkisi: 1963-2008, *Maliye Dergisi*, 160,72-85.
- Günaydin, I., (2000). Türkiye İçin Wagner ve Keynes Hipotezlerinin Testi. *İktisat İşletme ve Finans*,175, 70-86.
- Halıcıoğlu, F., (2003). Testing Wagner’s Law for Turkey, 1960-2000. *Review of Middle East Economics and Finance*, 1(2), 129-140.
- Henrekson, M., (1993). Wagner’s Law-A Spurious Relationship?. *Public Finance*, 48(2), 406-415.
- Johansen, S. & Juselius K. (1990). Maximum Likelihood Estimation And Inference On Cointegration With Application To The Demand For Money. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 52(2), 169–210.
- Johansen, S. (1988). Statistical Analysis Of Cointegrating Vectors. *Journal of Economic Dynamics and Control*, 12(2-3), 231-254.
- Johansen, S. (1996). *Likelihood-Based Inference in Cointegrated Vector Autoregressive Models*, Oxford University Press, Oxford.
- Kabaklarlı, E. & Er, H.P. (2014). Türkiye’de Kamu Harcamalarının Ekonomik Büyüme Etkisinin Sınır Testi Yaklaşımı İle Analizi, *Maliye Dergisi*, Sayı 166, 268-285.
- Kelly, T. (1997). Public Expenditures and Growth. *The Journal of Development Studies*, 34(1), 60-84.
- Kolluri, B.R., & Panik, M. J., & Wahab, M. S. (2000). Government expenditure and economic growth: evidence from G7 countries. *Applied Economics*, 32(8), 1059-1068.
- Kwiatkowski, D., & Phillips, P.C., & Schmidt, P., & Shin, Y. (1992). Testing The Null Hypothesis Of Stationary Against The Alternative Of A Unit Root. *Journal of Econometrics*, 54, 159-178.
- Lamartina, S., & Zaghini, A. (2010). Increasing Public Expenditure: Wagner’s Law in OECD Countries. *German Economic Review*, 12(2), 149-164.
- Landau, D. (1986a). Government And Economic Growth In Less Developed Countries: An Empirical Study For 1960-1980. *Economic Development And Cultural Change*, October 35, 35-75.
- Landau, D. (1986b). Government Expenditure and Economic Growth: A Cross- Country Study. *Southern Economic Journal*, 49, 783-792.
- Lin, S. (1994). Government Spending and Economic Growth. *Applied Economics*, 26.
- Mackinnon, J.G. (1991). Critical value for cointegration tests. Engel, R.F., & Granger, C.W. (Ed.), *Long Run Relationships: Readings in Cointegration* in (pp. 267–287), Oxford: Oxford University Press.
- Mann, A. (1980). Wagner’s Law: An Econometric Test for Mexico. *National Tax Journal*, 33, 2.

- Menyah, Kojo., & Yemane, W. R. (2012). Wagner's Law Revisited: A Note From South Africa" *South African Journal of Economics*, 80(2): 200-208.
- Michas, N.A. (1975). Wagner's Law of Public Expenditures: What's the Appropriate Measurement for a Valid Test?. *Public Finance*, 30, (1), 77-85.
- Musgrave, R.A. (1969). *Fiscal Systems*, New Heaven:Yale University Press.
- Narayan, P.K. (2005). The Saving And Investment Nexus For China: Evidence From Cointegration Tests. *Applied Economics*, 37, 1979–1990.
- Oktayer, N. (2011). Türkiye'de Ekonomik Büyüme ve Kamu Harcamaları Arasındaki İlişkinin Ampirik Analizi:1950-2009. *İstanbul Üniversitesi İktisat Fakültesi Mecmuası*, 61(1), 261-282.
- Peacock, A., & Wiseman, J. (1967). *The Growth of Public Expenditure in the United Kingdom*, Allen and Unwin, London.
- Pesaran, M.H., & Shin Y., & Smith, R.J. (2001). Bounds Testing Approaches To The Analysis Of Level Relationships. *Journal of Applied Econometrics*, 16(3), 289–326.
- Phillips P., & Hansen, B. (1990). Statistical inference in instrumental variables regression with I(1) process. *Review of Economic Studies*, 57, 99–125.
- Pryor, F.L. (1968). *Public Expenditure in Communist and Capitalist Nations*, Londra: George Allen and Unwin.
- Ram, R. (1986a). Comparing Evidence on Wagner's Hypothesis from Conventional and "Real" Data. *Economic Letters*, 20, 259-262.
- Ram, R. (1986b). Government Size and Economic Growth: A New Framework and Some Evidence From Cross-section and Time-series Data. *The American Economic Review*,76(1), 191-203.
- Ram, R. (1987). Wagner's Hypothesis in Time-Series and Cross-Section Perspectives: Evidence from "Real" Data for 115 Countries. *The Review of Economics and Statistics*, 69, 194-204.
- Rao, V.V. B. (1989). Government Size and economic Growth: A New Framework and Some Evidence from Cross-section and Time-series Data:Command. *American Economic Review*, 79(1), 272-80.
- Sakthivel, P. & Yedav, I.S. (2007). Causality Between Public Expenditure and National Income in India: A Reexamination', *The Icfai Journal of Public Finance*, Issue 4,36-51.
- Sarı, R. (2003). Kamu harcamalarının dünyada ve Türkiye'deki gelişimi ve Türkiye'de ulusal gelir ile ilişkisi. *İktisat İşletme ve Finans*, 209, 25-38.
- Selen, U., & Eryiğit, K. (2009).Yapısal Kırılmaların Varlığında, Wagner Kanunu Türkiye İçin Geçerli mi?. *Maliye Dergisi*, Sayı 156, 177-198.

- Singh, B., & Sahni, B.S. (1984b). On The Causal Directions Between Income And Government expenditure In Canada. *Public Finance*, 39(3), 359-393.
- Singh, B. & Sahni, B.S. (1984a). Causality Between Public Expenditure And national Income. *The Review of Economics and Statistics*, 66, 630-644.
- Şahin, M. & Özenç, Ç. (2007). Kamu Harcamaları İle Makro Ekonomik Değişkenler Arasındaki Nedensellik İlişkileri, *Yönetim Bilimleri Dergisi*, (5:2), 199-225.
- Taşseven, Ö. (2011). The Wagner's Law: Time Series Evidence for Turkey, 1960-2006. *Doğuş Üniversitesi Dergisi*, 12 (2), 304-316.
- Terzi, H. (1998). Kamu Harcamaları ile Ekonomik Kalkınma İlişkisi Üzerine Ekonometrik Bir İnceleme. *İktisat, İşletme ve Finans*, 13, 67-78.
- Tobin, D., (2005). Economic Liberalisation, the Changing Role of the State and "Wagner's Law": China's Development Experience Since 1978. *World Development*, 33.
- Tuna, K. (2014). Türkiye'de Wagner Kanunu'nun Geçerliliğinin Test Edilmesi. *İşletme ve İktisat Çalışmaları Dergisi*, 1(3), 54-57.
- Ulutürk, S. (1998). *Türkiye'de Planlı Dönemde Kamu Harcamalarının Gelişimi ve Devletin Ekonomideki Rolü*, Ankara: Akçağ Yayınları.
- Ulutürk, S. (2001). Kamu Harcamalarının Ekonomik Büyüme Üzerine Etkisi. *Akdeniz İ.İ.B.F. Dergisi* 1,131-139.
- Uzay, N. (2002). Kamu Büyüklüğü ve Ekonomik Büyüme Üzerindeki Etkileri: Türkiye Örneği (1970-1999)'. *Erciyes Üniversitesi İİBF Dergisi*, Sayı 19, 151-172.
- Wagner, A. (1964). Three Extracts on Public Finance. Musgrave, R., & Peacock, A., (Ed.), *Classics in the Theory of Public Finance* in (pp.8-17) London: Macmillan.
- Wahab, M. (2004). Economic growth and government expenditure: evidence from a new test specification, *Applied Economics*, 36, 2125-2135.
- Yamak, N. , & Küçükale, Y. (1997). Türkiye'de Kamu Harcamaları Ekonomik Büyüme İlişkisi. *İktisat İşletme ve Finans*, 131, 5-14.
- Yıldırım, R. (1994). Türkiye'de Gayri Safi Milli Hasıla İle Kamu Harcamaları Arasında Nedensellik İlişkisi. *Dokuz Eylül Üniversitesi İİBF Dergisi*, 9(1), 25-40.
- Yüksel, C., & Songur, M. (2011). Kamu Harcamalarının Bileşenleri ile Ekonomik Büyüme Arasındaki İlişki: Ampirik Bir Analiz (1980-2010). *Maliye Dergisi*,161: 365-380.

Wagner Yasası'nın Türkiye İçin Test Edilmesi: 1980-2014 Döneminin...

EK-1: Değişkenlerin 1980-2014 dönemi için bazı betimsel istatistikleri, TL

	KH	KKH	GSYH	KGSYH	KH/GSYH
N	35	35	35	35	35
Ortalama	12.013.814,13	163,2415	46.969.870,78	638,464	0,207
Medyan	98.730,89	1,6032	475.395,89	7,719	0,207
St. Sapma	19.801.313,99	263,9803	76.614.575,64	1.022,135	0,064
Minimum	13,02	0,0003	79,81	0,002	0,121
Maksimum	66.162.813,61	862,9797	254.017.704,70	3.313,222	0,335

EK-2: Herbir modeldeki serilerin birlikte zaman yolu grafikleri

