



RESEARCH  
ARTICLE

International Journal of Public Finance

E-ISSN: 2548-0499 DOI: 10.30927/ijpf.433690

2018 | Vol. 3 No. 1 | pp. 107 – 134

homepage: <http://dergipark.gov.tr/ijpf>

## Gelir ve Fonksiyonel Kamu Harcamaları İlişkisi: Bölgesel Düzeyde\*

### Relationship between Income and Functional Public Expenditures: Sub-Regional Level

Birol Karakurt<sup>1</sup>

Şadiye Okutan<sup>2</sup>

#### ARTICLE INFO

Submitted : 13.06.2018

Revised : 25.07.2018

Accepted : 30.07.2018

Available : 30.07.2018

#### JEL classification:

C33, EO, E62, H50

#### Keywords:

Functional Public  
Expenditure, GDP,  
Wagner's Law

#### ABSTRACT

The aim of this study is to determine the direction of the relationship between income and public expenditures in the 2005-2014 period of the Turkish economy at a sub-regional level. While Gross Domestic Product per capita was preferred as income criteria, the functional classification was used in public expenditures. In modeling variables, the specification developed by Peacock and Wiseman to test Wagner's law was used. The Regional unemployment rate was added to the right-hand side of the model as a control variable. Hypothesis tests were performed on the predicted regression models, and estimators were preferred to produce robust standard errors that would increase the effectiveness of the models. After interpreting the elasticity coefficients obtained from estimating the models, the causality relationship between income and public expenditures was determined by applying Dumitrescu and Hurlin panel causality analysis method.

When the elasticity coefficients obtained from the models were examined under the model proposed by Peacock and Wiseman, it was found that the criteria that the elasticity coefficient should be greater than one were not met in all of the models. According to Dumitrescu and Hurlin panel causality test results, which were conducted to determine causality between six different public expenditures and gross domestic product, there was a two-

\* This article is a revised and arranged version of the paper entitled "Testing the Validity of the Wagner Act in Turkey: Regional Scale" presented at "33. International Public Finance Conference/Turkey" on 9-12 May 2018.

<sup>1</sup> Prof. Dr. (<https://orcid.org/0000-0002-6325-2171>), Karadeniz Teknik University, Faculty of Economics and Administrative Sciences, Department of Public Finance, Turkey, [birolkarakurt@yahoo.com](mailto:birolkarakurt@yahoo.com)

<sup>2</sup> Prelector, (<https://orcid.org/0000-0002-4093-4874>), Trabzon University, Vocational College of Beşikdüzü, Turkey, [sadiyeokutan@gmail.com](mailto:sadiyeokutan@gmail.com)

way causality relationship between two expenditures. On the other hand, it has been determined that there is a one-way causality relationship from public expenditure towards gross domestic product.

#### MAKALE BİLGİSİ

Gönderme: 13.06.2018  
Düzeltilme : 25.07.2018  
Kabul : 30.07.2018  
Yayın : 30.07.2018

#### JEL Kodu:

C33, EO, E62, H50

#### Anahtar Kelimeler:

Fonksiyonel Kamu  
Harcamaları, GSYİH,  
Wagner Yasası

#### Ö Z E T

Bu çalışmanın amacı, Türkiye’de 2005-2014 döneminde gelir ve kamu harcamaları arasındaki ilişkiyi bölgesel ölçekte tespit etmektir. Gelir ölçütü olarak kişi başına düşen gayrisafi yurt içi hasıla ve kamu harcamaları için fonksiyonel tasnif kullanılmıştır. Değişkenlerin modellenmesinde Peacock ve Wiseman tarafından Wagner yasasını test etmek için geliştirilen spesifikasyon kullanılmıştır. Kontrol değişkeni olarak modelin sağ tarafına bölgesel işsizlik oranı eklenmiştir. Tahmin edilen regresyon modellerine varsayım testleri yapılmış ve modellerin etkinliğini artıracak dirençli standart hatalar üreten tahminciler tercih edilmiştir. Modellerden elde edilen esneklik katsayıları yorumlandıktan sonra, Dumitrescu ve Hurlin panel nedensellik analizi yöntemi uygulanarak gelir ve kamu harcamaları arasındaki nedensellik ilişkisi tespit edilmiştir.

Elastiklik katsayıları Peacock ve Wiseman tarafından önerilen model kapsamında incelendiğinde, elastiklik katsayısının birden büyük olması gerektiği yönündeki kriterin modellerin tümünde karşılanmadığı bulgusuna ulaşılmıştır. Altı farklı kamu harcaması ve gayrisafi yurt içi hasıla arasındaki nedensellik ilişkisini tespit etmek amacıyla yapılan Dumitrescu ve Hurlin panel nedensellik testi sonuçlarına göre; iki harcamada çift yönlü, iki harcamada ise kamu harcamasından gayrisafi yurt içi hasılaya doğru tek yönlü nedensellik ilişkisi olduğu tespit edilmiştir.

## 1. Giriş

Kamu harcamalarını çıkarımsal ve istatistiksel olarak araştıran çalışmalar; kamu ekonomisinin boyutu, sürdürülebilirliği ve etkinliği hakkında önemli deliller sunduğundan politika yapıcıların daha etkin karar vermesine yardımcı olmaktadır. Yetersiz olan kamu gelirlerinin, doğru harcama kalemlerine yönlendirilmesi kamu harcamalarının daha optimal bir politika aracı olarak kullanılmasına katkı sağlamaktadır.

Kamu harcamaları ve gelir arasındaki ilişki çoğunlukla Wagner yasası ve Keynes hipotezleri kapsamında incelenmektedir. Wagner yasasına göre, gelirden meydana gelen bir birimlik artış kamu harcamasını bir birimden daha fazla artırmaktadır. Yine Wagner yasası gelir artışının neden kamu harcamasının ise sonuç olduğunu ileri sürmektedir. Keynes hipotezine göre ise; kamu harcamalarından gelire doğru pozitif ve anlamlı bir ilişki bulunmaktadır. Gelir ve kamu harcaması arasındaki ilişkiyi Peacock ve Wiseman (1960) tarafından geliştirilen spesifikasyona göre araştıran bu çalışmada, ekonometrik literatür özeti Wagner yasası kapsamında sınırlandırılmıştır.

Kamu harcamaları ve ekonomik büyüme değişkenleri arasındaki ilişkiyi Wagner Yasası çerçevesinde analiz eden çalışmalar incelendiğinde, söz konusu yasanın geçerliliğini, Türkiye özelinde test eden araştırmaların genellikle makroekonomik boyutta veya kamu harcamalarının alt kalemlerine özgü olarak gerçekleştirildiği,

bölgesel düzeyde yapılan çalışmaların ise sınırlı sayıda olduğu görülmektedir. Bu çalışma literatürden farklı olarak Türkiye’de fonksiyonel tasnife göre bölgesel ölçekte kamu harcamaları ile bölgesel ölçekteki gelir değişkenleri arasındaki ilişkiyi Wagner yasası için geliştirilmiş olan Peacock ve Wiseman yaklaşımı çerçevesinde analiz etmektedir. Yapılan çalışmayla bölgesel ölçekte sınırlı sayıda gerçekleştirilmiş olan görgül literatüre katkı sağlanması amaçlanmıştır.

Bu amaçla Türkiye İstatistik Kurumu sınıflamasında Düzey-2 olarak adlandırılan Türkiye’nin 25 alt bölgesine ilişkin fonksiyonel tasnife göre yapılan 2005-2014 dönemi reel kamu harcamaları, reel gayrisafi yurt içi hasıla değişkenleri ve kontrol değişkeni olarak işsizlik oranı kullanılmıştır. Çalışmada öncelikle tahmin edilen modellerde varsayımdan sapmaların olup olmadığının tespit edilmesi amacıyla varsayım testleri gerçekleştirilmiştir. Bu testlerden elde edilen bilgiler ışığında; her bir model için en uygun panel regresyon tahmin yöntemi belirlenmiştir. Varsayım ihlalleri barındıran modellerin tahmininde, bu ihlalleri dikkate alan dirençli<sup>1</sup> tahminciler kullanılmıştır. Analizde ikinci bir yöntem olarak Dumitrescu Hurlin panel nedensellik testi kullanılarak altı farklı kamu harcaması ile gayrisafi yurt içi hasıla değişkenleri arasındaki nedensellik ilişkisi araştırılmıştır.

Çalışmanın ikinci bölümünde kuramsal çerçeve ve ekonometrik teori açıklanmıştır. Üçüncü bölümde Türkiye özelinde ve bölgesel ölçekte yapılan Wagner yasası araştırmalarının dönem, yöntem ve sonuçlar açısından anlatıldığı ekonometrik literatür özeti bulunmaktadır. Dördüncü bölümde veri seti ve ekonometrik yöntemlere yer verilirken beşinci bölümde ekonometrik bulgular tablolar aracılığıyla sunulmuş ve yorumlanmıştır. Altıncı bölümde sonuç ve önerilere yer verilerek çalışma bitirilmiştir.

## **2. Kuramsal Çerçeve ve Ekonometrik Teori**

### **2.1. Kuramsal Çerçeve**

A. Wagner 1883 yılında yaptığı çalışma ile ekonomi yazınında ilk kez kamu harcamalarının mutlak miktarı ile bileşiminin milli gelirin bir payı olarak zaman içerisinde değiştiğini ve bu değişikliğin ekonomik gelişmenin bir fonksiyonu olarak arttığını ileri sürmüştür. Bir başka ifade ile Wagner yasasına göre ekonomik büyüme ve kamu harcamaları arasında olduğu ileri sürülen fonksiyonel ilişki hükümet aktivitelerindeki artış hızının gelirdeki artış hızından daha fazla olduğunu vurgulamaktadır (Peters, 2002: 3; Lamartina & Zaghini, 2007: 2-3).

İktisat yazınında geniş yer edinen Wagner yasası incelendiğinde, Wagner’in gelirdeki artışa bağlı olarak kamu harcamalarında meydana gelen artışın niteliğinin mutlak rakam ya da milli gelirin bir payı olarak mı gerçekleşeceğini ve artışın arkasındaki sebepleri kesin bir şekilde belirtmediği anlaşılmaktadır (Bulutoglu, 2003: 197). Bununla birlikte literatürde yer alan çalışmalarda bu konuya ilişkin çıkarımlar yapıldığı görülmektedir.

---

<sup>1</sup> Dirençli kavramı yerine robust kelimesi de kullanılmaktadır.

Wagner yasasının altında yatan düşünce, ekonomik büyüme ile birlikte sanayileşmenin artacağı ve bu durumun hükümet tarafından gerçekleştirilen mal ve hizmet sunumlarını artıracığı buna ilaveten doğal tekellerin yönetim ve finansman açısından etkin bir şekilde işlemesi için devlet müdahalesinin gerekli olacağı fikridir (Lamartina & Zaghini, 2007: 2-3). Wagner'in teorisine göre; kamu harcamalarının artmasında rol oynayan bazı faktörler vardır. Bu faktörlerden birincisine göre uluslar geliştikçe devletin kamusal alandaki düzenleyici ve koruyucu faaliyetleri artacaktır. Artan nüfus ve kentleşme sonrasında, devlet tarafından gerçekleştirilecek olan yeni düzenlemelere ve yasalara olan talep artacaktır. Bu talep artışı ile birlikte kamu harcamalarında artış gerçekleşecektir. İkinci olarak; ekonomik gelişme ile meydana gelen kişi başına düşen gelir artışı, devlet tarafından yapılan kültür ve refah hizmetleri talebini artıracaktır. Artan gelir artışı karşısında devletin adil gelir ve gelir dağılımını sağlama rolünde meydana gelen artış, devlet tarafından finanse edilen eğitim vb. gibi dışsal fayda yayan hizmetlere yönelik talebi artıracak ve bu durum kamu harcamalarının artmasıyla sonuçlanacaktır. Üçüncü ve son faktöre göre ise; gelir artışı teknolojik gelişmeye neden olacaktır. Artan teknoloji ile birlikte gerçekleştirilmesi için büyük ölçekte sermayeye ihtiyaç duyulan yatırım hizmetlerine olan talep artacaktır. Devletin özel sektöre olan öncülük yapma görevi neticesinde bu yatırım hizmetleri devlet eliyle gerçekleştirilecek ve sonuçta kamu harcamaları artacaktır. Bu nedenler sonrasında kamu harcamalarının artışı ekonomik büyümenin bir sonucu olarak görülebilmektedir (Peters, 2002: 4-6; Sideris, 2007: 5; Munene, 2015: 15).

Kamu harcamalarının artış yasası olarak da ifade edilen Wagner yasasında kamu hizmetlerine duyulan ihtiyaç arttıkça kamu harcamalarının da artacağı belirtilmekte ve bu durumun merkezi yönetim yanında yerel yönetim ve belediyeler için de geçerli olduğu vurgulanmaktadır (Dolenc, 2009: 69). Bir diğer ifade ile devlet faaliyetlerinde meydana gelen artış sonrasında ekonomi bünyesinde reel gelir artışı meydana gelmekte ve bu durum uzun vadede kamu harcamalarının artışını sağlayan bir eğilime neden olmaktadır (Magazzino ve diğerleri, 2015: 813).

## 2.2. Ekonometrik Teori

Wagner yasasına ilişkin teorinin test edilmesi noktasında, tanımda bahsedilen bağımlı ve bağımsız değişkenler arasındaki fonksiyonel ilişkinin nasıl olması gerektiğine ilişkin tartışmalar devam etmektedir. Wagner yasasının geçerliliğini araştıran çalışmaların bulguları kamu ekonomisinin büyüklüğü hakkında bir gösterge niteliği taşıdığından günümüzde de ilgi gösterilen bir yasa olma niteliğini sürdürmektedir. Wagner yasasının geçerliliğini araştıran çalışmaların farklı örneklem ve dönemler için zaman serisi, panel veri ve kesit veri setleri ile test edildiği bilinmektedir. Ekonometrik yöntem olarak ise panel veri analizi ve modern zaman serisi tekniklerinin kullanıldığı görülmektedir.

Wagner yasasının ileri sürülüşünden bu yana geçen zamanda yasanın teorisine uygun olarak yedi farklı matematiksel fonksiyon geliştirilmiştir (Dolenc, 2009: 69). Panel veri setleri ile bölgesel ölçekte yapılan çalışmalarda bu fonksiyonlardan bir ya da ikisi

kullanılırken, makroekonomik ölçekte yapılan zaman serisi araştırmalarında ise fonksiyonların çoğunun modellenerek analize tabi tutulduğu görülmektedir.

Bu fonksiyonlar Peacock ve Wiseman (1961), Gupta (1967), Pryor (1968), Goffman (1968), Musgrave (1969), Michas (1975) ve Mann (1980) tarafından geliştirilmiş olup Wagner yasasının yorumlanma şekline göre spesifikasyonlardaki bağımlı ve bağımsız değişken ölçütleri farklılık göstermektedir. Spesifikasyonlar, fonksiyonel formları ve geçerlilik kriterleri Tablo 1'de özetlenmiştir (Yamak ve Küçükkale, 1997: 2; Sideris, 2007: 8; Dolenc, 2009: 70).

**Tablo 1: Wagner Yasası'nı Test Eden Alternatif Spesifikasyonlar, Fonksiyonel Formları ve Geçerlik Kriterleri**

Model	Versiyon	Spesifikasyon	Fonksiyonel Form	Kriter
1	Peacock-Wiseman (1961)	$\ln KH_t = \alpha_1 + \beta_1 \ln Y_t + \varepsilon_t$	$KH = f(Y)$	$\beta_1 > 1$
2	Gupta (1967)	$\ln(KH_t/N_t) = \alpha_3 + \beta_3 \ln KBDY_t + \varepsilon_t$	$KH/N = f(Y/N)$	$\beta_3 > 1$
3	Pryor (1968)	$\ln KB_t = \alpha_2 + \beta_2 \ln Y_t + \varepsilon_t$	$KB = f(Y)$	$\beta_2 > 1$
4	Goffman (1968)	$\ln KH_t = \alpha_4 + \beta_4 \ln KBDY_t + \varepsilon_t$	$KH = f(Y/N)$	$\beta_4 > 1$
5	Musgrave (1969)	$\ln(KH_t/Y_t) = \alpha_5 + \beta_5 \ln KBDY_t + \varepsilon_t$	$KH/Y = f(Y/N)$	$\beta_5 > 0$
6	Michas (1975)	$\ln(KH_t/N_t) = \alpha_6 + \beta_6 \ln KBDY_t + \varepsilon_t$	$KH/N = f(Y/N)$	$\beta_6 > 1$
7	Mann (1980)	$\ln(KH_t/Y_t) = \alpha_7 + \beta_7 \ln Y_t + \varepsilon_t$	$KH/Y = f(Y)$	$\beta_7 > 0$

Tablo 1'deki denklemlerde yer alan Ln doğal logaritmayı ve  $\varepsilon_t$  hata terimini göstermektedir. KH reel kamu harcamasını, KB kamu bütçesini, Y reel gayrisafi yurt içi hasılayı, N nüfusu, KBDY kişi başına düşen reel gayrisafi yurt içi hasılayı, KH/N kişi başına düşen reel kamu harcamasını ve KH/Y reel gayrisafi milli hasıla içindeki reel kamu harcamasını temsil etmektedir. Wagner yasasının geçerli olması için tüm spesifikasyonlarda reel gayrisafi milli hasıla değişkenine ait elastikiyet katsayılarının Model 1, 2, 3, 4 ve 6 için birden büyük ( $\beta > 1$ ) Model 5 ve 7 için ise sıfırdan büyük ( $\beta > 0$ ) olması gerekmektedir.

### 3. Wagner Yasası Ekonometrik Literatür Özeti: Türkiye Özeli

Literatür incelendiğinde Wagner yasasının geçerliliğine ilişkin araştırmaların, gelişmiş ve gelişmekte olan ekonomiler için yapıldığı görülmektedir. Bu çalışmaların genellikle ülke düzeyinde ve farklı dönemlerde gerçekleştirilmesine rağmen bölgesel ölçekteki çalışmaların sınırlı kaldığı tespit edilmiştir. Bu çalışma Türkiye'ye özgü ve bölgesel düzeyde gerçekleştirilmiş olduğundan literatür özetinde Türkiye'de yapılan çalışmalara değinilmiştir. Söz konusu çalışmalar ve bu çalışmalardan elde edilen bulgular Tablo 1'de özetlenerek sunulmuştur.

1950-1994 dönemine ait yıllık veri setini kullanarak kamu harcamaları ile ekonomik büyüme arasındaki ilişkileri koentegrasyon ve nedensellik testleri kapsamında inceleyen Yamak ve Küçükkale (1997) Engle-Granger ve Johansen-Juselius koentegrasyon yöntemlerini kullanmışlardır. Testlerden elde ettikleri bulgulardan Türkiye’de kamu harcamaları ile ekonomik büyüme arasında uzun dönemli bir ilişki olduğunu tespit etmişlerdir. Bunun yanında ekonomik büyümenin Granger anlamda kamu harcamalarını pozitif yönde etkilediği kamu harcamalarının ise ekonomik büyümeyi herhangi bir şekilde etkilemediği belirlenmiştir. Bulgular yorumlandığında ilgili dönemde Wagner yasasının geçerli olduğu sonucuna ulaşılmıştır.

Wagner yasasının geçerliliğini, ilgili yasa için geliştirilmiş olan beş farklı spesifikasyona göre araştıran bir diğer çalışma Ulusoy ve Zengin (1998) tarafından Kalman filtre yöntemi kullanılarak gerçekleştirilmiştir. Toplam kamu harcamaları baz alındığında tüm dönem ve model spesifikasyonlarının tamamında Wagner yasasının geçerli olduğu bulgusuna ulaşan araştırmacılar, kamu harcamalarını alt kalemler bazında incelediklerinde söz konusu yasanın sadece transfer harcamaları açısından geçerli olduğunu tespit etmişlerdir.

Türkiye ekonomisinin 1985-2003 dönemine ilişkin yıllık kamu harcamaları ve ekonomik büyüme değişkenlerini kapsayan veri setini Johansen (1988) eş bütünleşme analizi ile inceleyen Işık ve Alagöz (2005) tüm modellerde uzun dönem gelir esneklik katsayılarının 1.2243-5.1536 arasında değerler aldığını bulmuşlardır. Bu bulgu söz konusu dönemde Wagner yasasının geçerli olduğunu göstermektedir.

1950-2003 dönemine ait yıllık zaman serisi verilerini kullanarak ekonomik büyüme ve toplam kamu harcamaları arasındaki ilişkiyi Wagner ve Keynes hipotezleri çerçevesinde inceleyen Arısoy (2005) ekonomik tasnif kapsamındaki kamu harcamalarını kullanmıştır. Johansen koentegrasyon ve nedensellik test sonuçları incelenen dönemde Wagner yasasının geçerli olduğunu göstermiştir.

Bölgesel kamu harcamaları ve bölgesel ekonomik büyüme arasındaki ilişkiyi, 1990–2001 dönemine ait yedi coğrafi bölge düzeyinde araştıran Yılmaz ve Kaya (2008) sabit etkili panel veri analizi tekniği kullanmıştır. Analiz sonucunda, bölgesel kamu harcamaları ve bölgesel ekonomik büyüme arasında negatif ve istatistiksel olarak anlamsız bir ilişki olduğu tespit edilmiştir.

Türkiye’de 1987-2003 döneminde reel kamu harcamaları, kamu harcamalarının toplam ekonomik büyüklük içerisindeki payı, kişi başına düşen reel kamu harcamalarının ekonomik büyüklük içerisindeki payı, reel gayri safi milli hasıla ve kişi başına reel gayri safi milli hasıla değişkenlerine ait üçer aylık veri seti ile beş farklı model kapsamında Wagner yasasının geçerliliğini araştıran bir başka çalışma Gacaner (2005) tarafından yapılmıştır. Analizde eşbütünleşme, vektör otoregresyon (VAR) ve Johansen-Juselius koentegrasyon yöntemleri kullanılmıştır. Test sonuçları modellerin tümünde Wagner yasasının geçerli olduğunu göstermiştir.

1975-2005 dönemine ait yıllık veri seti ile Türkiye’de kamu harcamaları ile ekonomik büyüme arasındaki ilişkiyi Wagner ve Keynes yaklaşımları çerçevesinde araştıran Başar ve diğerleri (2009) çalışmalarında sınır testi yaklaşımını kullanmışlardır.

Kamu harcamaları ve ekonomik büyüme arasındaki ilişkiyi toplam ve alt kalemler bazında analiz eden araştırmacılar incelenen dönemde kamu harcamalarının alt kalemleri itibarıyla Wagner yasasının geçerli olmadığı sonucuna ulaşmışlardır.

Kamu harcamaları ve ekonomik büyüme arasındaki Wagner yasası ilişkisini yapısal kırılmaların varlığı altında araştıran Selen ve Eryiğit (2009) çalışmalarında Türkiye'nin 1923–2006 dönemini kapsayan toplam kamu harcaması, GSMH ve nüfus değişkenlerinden oluşan yıllık zaman serisi verilerini kullanmışlardır. Wagner yasasının geçerliliğini test etmek amacıyla önerilen beş farklı ekonometrik spesifikasyonun tamamının modellendiği araştırmada Türkiye'de 1923-2006 döneminde ve yapısal kırılmaların varlığı halinde Wagner yasasının geçerli olduğu tespit edilmiştir.

Türkiye ekonomisinin 1950-2010 dönemine ilişkin yıllık verilerini ARDL yöntemi ile Wagner yasası kapsamında analiz eden Oktayer ve Oktayer (2013) çalışmalarında kamu harcamaları ve ekonomik büyüme arasındaki ilişkiyi incelemişlerdir. İki değişkenli modele göre Wagner yasasının geçersiz olduğu bulunurken üç değişkenli modelden elde ettikleri sonuçlarda milli gelirin faiz dışı kamu harcamalarını pozitif yönde etkilediği tespit edilmiştir.

İtalya ekonomisinin 1982-2009 dönemi arasındaki yıllık veri seti ile bölgesel olarak Wagner yasasını sınavan Fedeli (2015) çalışmasında kişi başına düşen bölgesel sağlık harcamaları ve kişi başına düşen bölgesel gayrisafi yurt içi hasıla değişkenlerini kullanmıştır. Panel eşbütünleşme yöntemi ile gerçekleştirilen araştırma bulguları İtalya'da 1982-2009 döneminde Wagner yasasının geçerli olduğunu göstermiştir.

Türkiye'de 1998-2015 dönemine ait üçer aylık kamu harcamaları ve ekonomik büyüme verilerini kullanarak, değişkenler arasındaki ilişkiyi Wagner yasası ve Keynes hipotezi çerçevesinde araştıran Telek ve Telek (2016) Wagner yasasının geçersiz Keynes hipotezinin ise geçerli olduğunu tespit etmişlerdir.

Türkiye'nin 2006-2015 dönemine ait üçer aylık verilerini Keynes hipotezi ve Wagner yasası kapsamında araştıran diğer bir çalışma Güder ve diğerleri (2016) tarafından gerçekleştirilmiştir. Granger nedensellik analizinden elde ettikleri bulgulara göre Wagner yasası ve Keynes hipotezinin geçerlidir.

Türkiye'de 2004-2011 dönemine yıllık veri seti ile Wagner yasasının geçerliliğini bölgesel ölçekte araştıran başka bir çalışma Reçepoğlu (2016) tarafından yapılmıştır. Panel eşbütünleşme ve panel FMOLS yöntemleri kullanılarak gerçekleştirilen araştırma bulguları Wagner yasasının düşük gelir düzeyine sahip bölgelerde geçerli yüksek ve orta gelir düzeyi ile tüm bölgelerde ise geçerli olmadığı tespit edilmiştir.

Türkiye'de 1960-2015 dönemine ait yıllık veri setini Johansen eşbütünleşme testi ve ARDL sınır testi yaklaşımı ile araştıran Cergiboza ve diğerleri (2017) Wagner yasasının geçerliliğini yapısal kırılmaları dikkate alacak şekilde analiz ettikleri çalışmada Wagner yasası geçerli bulunmuştur.

Türkiye ekonomisinde Wagner yasasını 1980-2014 dönemine ait yıllık veri seti ile araştıran Ulutürk ve diğerleri (2017) ARDL sınır testi yaklaşımını kullanmışlardır. Wagner yasası için önerilen beş farklı spesifikasyonun tamamının test edildiği çalışmada üç

model açısından Wagner yasası geçerli bulunurken iki modelde söz konusu yasanın geçerli olmadığı tespit edilmiştir. Wagner yasasının geçerliliğini sınavan ekonometrik çalışmaların özeti Tablo 2’de verilmiştir.

**Tablo 2: Ekonometrik Literatür Özeti**

Yazar/Yıl	Bölge/Dönem	Ekonometrik Yöntem	Ekonomik Büyüme ve Kamu Harcamaları Arasındaki İlişki
Yamak ve Küçükale (1997)	Türkiye 1950-1994	Eangle-Granger ve Johansen-Juselius Koentegrasyon	Wagner yasası geçerlidir.
Ulusoy ve Zengin (1998)	Türkiye 1950-1994	OLS Regresyon ve Kalman Filtre	Toplam kamu harcamaları ve ekonomik büyüme değişkenleri arasında Wagner Yasası geçerliken alt harcama kalemlerinden sadece transfer harcamaları bazında geçerlidir.
Gacaner (2005)	Türkiye 1987:1-2003:4	Eşbütünleşme, (VAR),Johansen-Juselius Koentegrasyon	Wagner yasası geçerlidir.
Arısoy (2005)	Türkiye 1950-2003	Johansen Koentegrasyon ve Nedensellik	Wagner yasası geçerlidir.
Yılmaz ve Kaya (2005)	Türkiye 1975-2003	Regresyon Analizi	Cari harcamalardan etkisi istatistiksel olarak anlamsız, yatırım harcamalarının etkisi pozitif ve anlamlı, transfer harcamalarının etkisi ise negatif ve anlamlıdır.
Işık ve Alagöz (2005)	Türkiye 1985-2003	Johansen Koentegrasyon ve Nedensellik	Wagner yasası geçerlidir.
Yılmaz ve Kaya (2008)	Türkiye-TÜİK 26 1990-2001	Sabit Etkili Panel Veri Analizi	Bölgesel kamu harcamaları ve bölgesel ekonomik büyüme arasında negatif ve istatistiksel olarak anlamsız bir ilişki olduğunu tespit etmişlerdir. Wagner yasası bölgesel ölçekte geçersizdir.
Bağdiken ve Beşer (2009)	Türkiye 1950-2005	Granger, Hsiao ve Toda Yamamota Nedensellik Testleri	Yedi farklı modelin üç farklı nedensellik analizi yöntemi ile araştırıldığı çalışmada modellerin sadece bir tanesinde Wagner yasasının geçerliliğini destekleyen kanıtlar elde edilmiştir.
Başar ve Diğerleri (2009)	Türkiye 1975-2005	Sınır Testi Yaklaşımı	Kamu harcamalarının alt kalemleri itibarıyla Wagner yasasının geçerli olmadığı ve gelirin toplam kamu harcamalarını negatif yönlü etkilediği tespit edilmiştir.
Selen ve Eryiğit (2009)	Türkiye (1927-2006)	Johansen Koentegrasyon	Yapısal kırımların varlığı altında Wagner yasası literatürde önerilen beş farklı model için sınanmış ve modellerin tamamında geçerli bulunmuştur.
Oktayer ve Oktayer (2013)	Türkiye 1950-2010	ARDL, Trivariate Nedensellik Testi	Ekonomik büyümenin kamu harcamalarını herhangi bir etkisinin yokken faiz dışı kamu harcamalarını pozitif yönde etkilediği tespit edilmiştir.
Güder ve diğerleri (2016)	Türkiye 2006-2015	Granger Nedensellik Testi	Wagner yasası ve Keynes hipotezinin geçerli olduğu bulgusuna ulaşılmıştır.



Telek ve Telek (2016)	Türkiye 1998-2015 3'er Aylık	VAR analizi, Etki-Tepki Analizi, Varyans Ayrıştırma Analizi ve Granger Nedensellik Testi	Wagner yasası geçerli değildir. Kamu harcamalarından ekonomik büyümeye doğru pozitif ve anlamlı bir ilişki olduğunu ileri süren Keynes hipotezi geçerlidir.
Ulutürk ve diğerleri (2016)	Türkiye 1980-2014	ARDL Sınır Testi Yaklaşımı	Çalışma beş farklı model kullanılarak gerçekleştirilmiştir. İki modele ait istatistik sonuçlarına göre Wagner yasasının geçerliliği doğrulanmamış olmasına rağmen üç modelden elde edilen bulgular Wagner yasasının geçerliliğini doğrulamıştır.
Recepoğlu (2016)	Türkiye-TÜİK 26 2004-2011	Panel Eşbütünleşme ve Panel FMOLS	Düşük gelirli bölgelerde Wagner yasası geçerli bulunurken, orta ve yüksek gelir düzeyine sahip bölgelerde geçersiz bulunmuştur.
Cergibozan ve diğerleri (2017)	Türkiye 1960-2015	Johansen Eşbütünleşme ve ARDL Sınır Testi Yaklaşımı	Wagner yasası geçerlidir.

#### 4. Veri Seti ve Seçilen Ekonometrik Yöntem

Bölgesel kamu harcamaları ve bölgesel RGSYİH değişkenleri arasındaki ilişkiyi araştıran bu çalışmada Peacock ve Wiseman (1961) tarafından oluşturulan ve 1 numaralı denklemde gösterilen Wagner Yasası spesifikasyonu kullanılmış ve birinci yöntem olarak panel regresyon analizi yapılmıştır. Değişkenler arasındaki ilişkinin doğru bir şekilde analiz edilmesi ve eksik değişkenle<sup>2</sup> yapılacak olan tahminlerin neden olacağı yanlılığı önlemek amacıyla Peacock ve Wiseman tarafından önerilen spesifikasyon genişletilmiş ve denklemin sağ tarafına kontrol değişkeni olarak bölgesel işsizlik oranı ilave edilmiştir<sup>3</sup>.

$$LRKH_{it} = c_{it} + LRGSYİH_{it} + LİO_{it} + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

(1) Numaralı denklemde yer alan LRKH, logaritmik reel kamu harcama serisini, LRGSYİH, logaritmik reel gayrisafi yurt içi hasıla serisini, LİO logaritmik işsizlik oranını,  $\varepsilon_{it}$  denklemin hata terimini,  $i$  birim indisini,  $t$  zaman indisini ve  $c$  sabit terimi göstermektedir.

Panel regresyon analizinden elde edilen esneklik katsayılarının yorumlanmasıyla değişkenler arasındaki ilişki tespit edildikten sonra yatay kesit sayısının büyük zaman boyutunun küçük olduğu panel veriler için (Amiri ve Linden, 2016: 1130) Dumitrescu ve

<sup>2</sup> Missing variable

<sup>3</sup> Bölgesel ölçekteki kamu harcamalarını etkileyen nüfus, sanayileşme oranı, işsizlik oranı gibi gelirden bağımsız (otonom) harcamalar olmakla birlikte, harcama seviyesi esasen gelirin varlığına bağlıdır. Çalışma bölgesel nitelikte olduğu için, her değişken için yeterli zaman boyutuna sahip veriye ulaşmak mümkün olmamıştır. Bu nedenle kontrol değişkeni olarak sadece işsizlik oranı kullanılmıştır.

Hurlin (2012) tarafından geliştirilen panel nedensellik testi yaklaşımı ikinci bir yöntem olarak kullanılmıştır. Bu sayede kamu harcamaları ve gelir ölçütü değişkeni arasındaki neden sonuç ilişkisi tespit edilmiştir.

Dumitrescu ve Hurlin, temel Granger nedensellik testinin varsayımlarını ve hipotezlerini kullanmaktadır. Bu test panel veri setini oluşturan birimlerin bireysel ortalaması olan Wald istatistiği ve F istatistiğine dayalı bir yaklaşımdır ve 2 numaralı denklemdeki gibi doğrusal bir model ile gösterilmektedir (Dumitrescu ve Hurlin, 2012: 5).

$$Y_{i,t} = \alpha_i + \sum_{k=1}^K \gamma_i^{(k)} Y_{i,t-k} + \sum_{k=1}^K \beta_i^{(k)} X_{i,t-k} + \varepsilon_{i,t} \quad (2)$$

2 numaralı denklemde X ve Y birim kök içermeyen iki değişkeni, i birimleri t zamanı, K gecikme uzunluğunu,  $\gamma_i^{(k)}$  otoregresif parametreyi ve  $\beta_i^{(k)}$  regresyon katsayılarını göstermektedir<sup>4</sup> (Dumitrescu ve Hurlin, 2012: 7).

Çalışma kapsamına dahil edilen değişkenler, veri kaynakları ve değişkenlere ait semboller Tablo 3'de gösterilirken 25 alt bölge ve kodları Ek Tablo 1'de sunulmuştur.

**Tablo 3: Değişkenler, Veri Kaynakları ve Kısaltmaları**

Değişken	Açıklama	Veri Kaynağı, Dönemi ve Panel Veri Türü
LRGKH	Logaritmik Genel Kamu Hizmetleri	MGM* (2005-2014), Dengeli Panel Veri
LRSVH	Logaritmik Savunma Hizmetleri	MGM (2005-2014), Dengeli Panel Veri
LRKDVGH	Logaritmik Kamu Düzeni ve Güvenlik Hizmetleri	MGM (2005-2014), Dengeli Panel Veri
LREIVH	Logaritmik Ekonomik İşler ve Hizmetler	MGM (2005-2014), Dengeli Panel Veri
LRCKH	Logaritmik Çevre Koruma Hizmetleri	MGM (2005-2014), Dengeli Panel Veri
LRITRH	Logaritmik İskan ve Toplum Refahı Hizmetleri	MGM (2005-2014), Dengeli Panel Veri
LRSAGH	Logaritmik Sağlık Hizmetleri	MGM (2005-2014), Dengeli Panel Veri
LRDKVDH	Logaritmik Dinlenme Kültür ve Din Hizmetleri	MGM (2005-2014), Dengeli Panel Veri
LREH	Logaritmik Eğitim Hizmetleri	MGM (2005-2014), Dengeli Panel Veri

<sup>4</sup> Bu testte basitlik koşulunun sağlanması için, birim etkiler  $\alpha_i$ 'in zaman boyutunda sabit olmalıdır ve dengeli panel veri seti olduğu varsayımı altında gecikme uzunluğunu temsil eden K'nın panelin tüm birimlerinde aynı olduğu varsayılmaktadır. Ayrıca, otoregresif parametreyi gösteren  $\gamma_i^{(k)}$ 'nin ve regresyon katsayılarını gösteren  $\beta_i^{(k)}$ 'nin farklı gruplar boyunca değişmesine izin verilmektedir (Dumitrescu ve Hurlin, 2012: 6).

LRSGVSYH	Logaritmik Sosyal Güvenlik ve Sosyal Yardım Hizmetleri	MGM (2005-2014), Dengeli Panel Veri
LİO	Logaritmik İşsizlik Oranı	TÜİK (2005-2014), Dengeli Panel Veri
LRGSYIH**	Logaritmik Reel Gayrisafi Yurt İçi Hasıla	TÜİK (2005-2014), Dengeli Panel Veri

Not: \*Muhasebat Genel Müdürlüğü'nü temsil etmektedir. \*\*GSYIH ve kamu harcamaları serileri TÜİK'den alınan bölgesel (2003=100) bazlı TÜFE endeksi ile reel hale getirilmiştir.

## 5. Ekonometrik Bulgular

Çalışmanın ilk aşamasında, değişkenlerin yatay kesit bağımlılığı içerip içermediği kontrol edilmiştir. Kullanılan veri setinin gözlem boyutu zaman boyutundan büyük ( $N > T$ ) olduğu için, yatay kesit bağımlılığı Pesaran ve diğerleri (2004) tarafından geliştirilen ve  $H_0$  hipotezi "birimler arası korelasyon yoktur" şeklinde kurulan  $CD_{LM}$  testi kullanılmıştır.  $CD_{LM}$  testi bulguları Tablo 4'de raporlanmıştır.

Tablo 4: Yatay Kesit Bağımlılığı Test Sonuçları

Değişken	Pesaran $CD_{LM}$	Sonuç	Uygun Birim Kök Testi
LRCKH	1,138	$H_0$ reddedilemez.	Birinci Nesil
LRDKVDH	6,464***	$H_0$ reddedilir.	İkinci Nesil
LREH	3,278***	$H_0$ reddedilir.	İkinci Nesil
LREIVH	3.178***	$H_0$ reddedilir.	İkinci Nesil
LRGKH	16,994***	$H_0$ reddedilir.	İkinci Nesil
LRKDVGH	6.464***	$H_0$ reddedilir.	İkinci Nesil
LRITRH	2.445**	$H_0$ reddedilir.	İkinci Nesil
LRSAGH	6,824***	$H_0$ reddedilir.	İkinci Nesil
LRSAVH	23.994***	$H_0$ reddedilir.	İkinci Nesil
LRSGVSYH	6.661***	$H_0$ reddedilir.	İkinci Nesil
LİO	1,774*	$H_0$ reddedilir.	İkinci Nesil
LRGSYIH	1,968**	$H_0$ reddedilir.	İkinci Nesil

Not: \*\*\*, \*\* ve \* sırasıyla %1, %5 ve %10 anlamlılık düzeyini ifade etmektedir.

Pesaran  $CD_{LM}$  testi sonuçları LRCKH dışındaki tüm değişkenlerde yatay kesit bağımlılığı bulunduğunu gösterdiği için değişkenlerin birim kök sınamalarında yatay kesit bağımlılığını dikkate alan ikinci nesil birim kök testlerinin kullanılması gerekmektedir<sup>5</sup>. Analizin ikinci aşamasında, ikinci nesil birim kök testi olan ve Pesaran (2007) tarafından önerilen, CADF<sup>6</sup> testi kullanılarak birim kök sınaması gerçekleştirilmiştir. CADF birim kök testi bulguları Tablo 5'de raporlanarak sunulmuştur.

<sup>5</sup> İkinci nesil birim kök testleri, yatay kesit bağımlılığı olmayan seriler için de kullanılabilir. Bu nedenle gelir değişkeninde de ikinci nesil birim kök testi kullanılmıştır.

<sup>6</sup> Yatay Kesit Genelleştirilmiş Dickey Fuller.

**Tablo 5: Pesaran CADF Panel Birim Kök Testi Sonuçları**

Değişken	Pesaran CADF	Sonuç	Karar
	Z (t-bar İstatistiği)		
	Sabitli		
LRCKH	1.152	H <sub>0</sub> reddedilemez.	Seri Durağan Değildir.
ΔLRCKH	-1.054	H <sub>0</sub> reddedilemez.	Seri Durağan Değildir.
LRDKVDH	-0.335	H <sub>0</sub> reddedilemez.	Seri Durağan Değildir.
ΔLRDKVDH	-3.887***	H <sub>0</sub> reddedilir.	Seri Durağandır.
LREH	-3.109***	H <sub>0</sub> reddedilir.	Seri Durağandır.
ΔLREH	-5.814***	H <sub>0</sub> reddedilir.	Seri Durağandır.
LREIVH	-2,028**	H <sub>0</sub> reddedilir.	Seri Durağandır.
ΔLREIVH	-4.665***	H <sub>0</sub> reddedilir.	Seri Durağandır.
LRGKH	-2.122***	H <sub>0</sub> reddedilir.	Seri Durağandır.
ΔLRGKH	-3.846***	H <sub>0</sub> reddedilir.	Seri Durağandır.
LRITRH	-3.081***	H <sub>0</sub> reddedilir.	Seri Durağandır.
ΔLRITRH	-6.152***	H <sub>0</sub> reddedilir.	Seri Durağandır.
LRKDVGH	-0.335	H <sub>0</sub> reddedilemez.	Seri Durağan Değildir.
ΔLRKDVGH	-3.887***	H <sub>0</sub> reddedilir.	Seri Durağandır.
LRGSYIH	-1.395*	H <sub>0</sub> reddedilir.	Seri Durağandır.
ΔLRGSYIH	-6.702***	H <sub>0</sub> reddedilir.	Seri Durağandır.
LRSAGH	0.105	H <sub>0</sub> reddedilemez.	Seri Durağan Değildir.
ΔLRSAGH	-6.799***	H <sub>0</sub> reddedilir.	Seri Durağandır.
LRSAVH	-3.438***	H <sub>0</sub> reddedilir.	Seri Durağandır.
ΔLRSAVH	-9.392***	H <sub>0</sub> reddedilir.	Seri Durağandır.
LİO	-3.090***	H <sub>0</sub> reddedilir.	Seri Durağandır.
ΔLİO	-4.131***	H <sub>0</sub> reddedilir.	Seri Durağandır.
LRSVSY	-3.492***	H <sub>0</sub> reddedilir.	Seri Durağandır.
ΔLRSVSY	-4.416***	H <sub>0</sub> reddedilir.	Seri Durağandır.

**Not:** \*\*\*, \*\* ve \* sırasıyla %1, %5 ve %10 anlamlılık düzeyini ifade etmektedir. Δ (delta) fark operatörünü simgelemektedir. Veri setinin zaman boyutu kısa olduğu için değişkenler sıfır gecikme uzunluğu ile analize tabi tutulmuştur.

Tablo 5'e bakıldığında LRCKH serisinin seviye değerinde ve birinci devresel farkında durağan olmadığı anlaşılmaktadır. Serinin ikinci devresel farkını almak serbestlik derecesinin düşmesine neden olacağından analizin bu aşamasından sonra çevre koruma hizmetlerine yönelik kamu harcamaları çalışma kapsamından çıkarılmıştır. LRDKVDH, LRKDVGH ve LRSAGH serileri seviye değerlerinde durağan olmadıkları için birinci devresel farkları alınarak durağanlaştırılmış ve çalışmada kullanılan değişkenlerin tanıtıcı istatistikleri Tablo 6'da sunulmuştur.

**Tablo 6: Değişkenlerin Tanıtıcı İstatistikleri**

Değişkenler	Gözlem Sayısı	Ortalama	Standart Sapma	Minimum	Maksimum	Çarpıklık*	Basıklık*
LRGSYİH	250	4.536181	0.9608991	0	5.521461	0.0000	0.0000
ΔLRDKVDH	225	-0.0315891	1.105274	-5.303305	3.931826	0.0000	0.0000
LREH	250	4.536181	0.9608991	0	5.521461	0.0000	0.0000
LREIVH	250	4.536181	0.9608991	0	5.521461	0.0000	0.0000
LRGKH	250	4.536181	0.9608991	0	5.521461	0.0000	0.0000
ΔLRKDVGH	225	-0.0315891	1.105274	-5.303305	3.931826	0.0000	0.0000
LRITRH	250	4.536181	0.9608991	0	5.521461	0.0000	0.0000
ΔLRSAGH	225	0,0039217	1.17645	-4.722953	4.68675	0.2367	0.0000
LRSAVH	250	4.536181	0.9608991	0	5.521461	0.0000	0.0000
LRSVSY	250	4.536181	0.9608991	0	5.521461	0.0000	0.0000
LİO	250	4.199134	0.8057156	0.6931472	5.099866	0.0000	0.0000

**Not:** \* Çarpıklık değerinin sıfırdan büyük olması, ilgili değişkenin sağa çarpık bir dağılıma sahip olduğunu göstermektedir. Basıklık değerinin üçten büyük olması değişkene ait serinin uzun kuyruklu olduğunu anlamına gelmektedir. Δ (delta) fark operatörünü simgelemektedir.

Birim kök sınavından sonra, veri setine en uygun panel veri analizi modelinin belirlenmesi gerekmektedir. Peacock ve Wiseman (1961) yaklaşımına göre dokuz farklı panel regresyon modeli oluşturulmuş ve kontrol değişkeni olarak modelin sağ tarafına işsizlik oranı ilave edilmiştir. Modellerin tamamı Tablo 7'de gösterilmiştir.

**Tablo 7: Tahmin Edilen Panel Regresyon Modelleri**

Modeller	Denklemler
Model 1*	$\Delta RDKVDH_{it} = \beta_{0it} + \beta_1 LRGSYİH_{it} + \beta_2 LİO_{it} + \varepsilon_{it}$
Model 2	$LREH_{it} = \beta_{0it} + \beta_1 LRGSYİH_{it} + \beta_2 LİO_{it} + \varepsilon_{it}$
Model 3	$LREIVH_{it} = \beta_{0it} + \beta_1 LRGSYİH_{it} + \beta_2 LİO_{it} + \varepsilon_{it}$
Model 4	$LRGKH_{it} = \beta_{0it} + \beta_1 LRGSYİH_{it} + \beta_2 LİO_{it} + \varepsilon_{it}$
Model 5*	$\Delta RKDVGH_{it} = \beta_{0it} + \beta_1 LRGSYİH_{it} + \beta_2 LİO_{it} + \varepsilon_{it}$
Model 6	$LRITRH_{it} = \beta_{0it} + \beta_1 LRGSYİH_{it} + \beta_2 LİO_{it} + \varepsilon_{it}$
Model 7*	$\Delta RSAGH_{it} = \beta_{0it} + \beta_1 LRGSYİH_{it} + \beta_2 LİO_{it} + \varepsilon_{it}$
Model 8	$LRSVSY_{it} = \beta_{0it} + \beta_1 LRGSYİH_{it} + \beta_2 LİO_{it} + \varepsilon_{it}$
Model 9	$LRSVSY_{it} = \beta_{0it} + \beta_1 LRGSYİH_{it} + \beta_2 LİO_{it} + \varepsilon_{it}$

**Not:** Δ (delta) simgesi fark operatörünü göstermektedir. \* 1, 5 ve 7. modellerde kamu harcamalarında meydana gelen değişim serileri ile gelir arasındaki ilişki araştırılmıştır.

Daha sonra modellerin birim veya zaman etki içerip içermediğini tespit etmek için  $H_0$  hipotezi "klasik model doğrudur" (Tatoğlu, 2013: 196) şeklinde kurulan Olabilirlik Oranı testi yapılmıştır. Olabilirlik Oranı testinden elde edilen bulgular Tablo 8'de raporlanarak sunulmuştur.

**Tablo 8: Olabilirlik Oranı Test Sonuçları**

Modeller	Birim Etki $\chi^2$ İstatistiği	Zaman Etkisi $\chi^2$ İstatistiği	Karar
Model 1	0.00	11.00**	Zaman Etkisi Vardır. Klasik Model Uygun Değildir.
Model 2	0.00	1.00	Birim ve Zaman Etkisi Yoktur. Klasik Model Uygundur.
Model 3	0.00	11.86**	Zaman Etkisi Vardır. Klasik Model Uygun Değildir.
Model 4	1.32	20.49***	
Model 5	0.00	11.00***	
Model 6	4.60**	0.17	Birim Etkisi Vardır. Klasik Model Uygun Değildir.
Model 7	0.00	0.03	Birim ve Zaman Etkisi Yoktur. Klasik Model Uygundur.
Model 8	34.34***	15.77***	Birim ve Zaman Etkisi Vardır. Klasik Model Uygun Değildir.
Model 9	0.00	6.91***	Zaman Etkisi Vardır. Klasik Model Uygun Değildir.

Not: \*\*\*, \*\* ve \* sırasıyla %1, %5 ve %10 anlamlılık düzeyini ifade etmektedir.

Olabilirlik Oranı test sonuçları incelendiğinde Model 2 ve 7 dışındaki tüm modellerde birim ve/veya zaman etkisinin bulunduğu için Model 1, 3, 4, 5, 6, 8 ve 9'un tahmininde klasik modelin uygun bir tahmin yöntemi olmadığı görülmüştür. Model 2 ve Model 7 herhangi bir birim ve zaman etkisi içermediğinden bu modellerin tahmininde klasik modelin uygun olduğuna karar verilmiştir.

Model 1, 3, 4, 5, 6, 8 ve 9'da saptanan birim ve/veya zaman etkilerinin sabit veya tesadüfi bir etki olup olmadığının tespit edilebilmesi için,  $H_0$  hipotezi "açıklayıcı değişkenler ve birim etki arasında korelasyon yoktur" şeklinde kurulan ve Hausman (1978); tarafından geliştirilen spesifikasyon testi uygulanması gerekmektedir. Hausman testi sayesinde modellerde bulunan birim ve/veya zaman etkileri ile bağımsız değişkenler arasında korelasyon olup olmadığı tespit edilerek modeller için uygun olan panel regresyon modeli belirlenebilmektedir (Tatoğlu, 2013: 180). Hausman testinden elde edilen bulgular Tablo 9'da raporlanarak sunulmuştur.

**Tablo 9: Hausman Spesifikasyon Testi Sonuçları**

Model	$\chi^2$ İstatistik Değeri	Uygun Model
Model 1	0.77	Tesadüfi Etkiler Modeli
Model 3	3.81	
Model 4	4.70*	Sabit Etkiler Modeli
Model 5	0.77	Tesadüfi Etkiler Modeli
Model 6	1.17	
Model 8	10,85***	Sabit Etkiler Modeli
Model 9	7.13***	

**Not:** \*\*\*, \*\* ve \* sırasıyla %1, %5 ve %10 anlamlılık düzeyini ifade etmektedir.

Hausman test sonuçlarına bakıldığında, Model 4, 8 ve 9'da  $H_0$  hipotezinin en az %10 seviyesinde reddedildiği Model 1, 3, 5 ve 6'da ise  $H_0$  hipotezinin reddedilemediği görülmektedir. Bu durum Model 4, 8 ve 9'da sabit etkiler tahmincisinin Model 1, 3, 5 ve 6'da ise tesadüfi etkiler tahmincisinin geçerli olduğu anlamına gelmektedir.

Tahmin edilecek uygun yöntemin saptanmasında, modellere ilişkin varsayım testlerinin yapılması gerekmektedir. Bu nedenle, sabit etkiler modeline göre tutarlı sonuçlar verdiği tespit edilen 4, 8 ve 9. Modellerde otokorelasyon sorununun olup olmadığını tespit etmek amacıyla, Bhargava, Franzini ve Narendranathan (1982) ve Baltagi-Wu (1999) tarafından geliştirilen test istatistikleri kullanılmıştır.  $H_0$  hipotezi "otokorelasyon katsayısının sıfıra eşit" olduğunu gösteren bu testler sırasıyla; Bhargava, Franzini ve Narendranathan'ın Durbin-Watson Testi ve Baltagi-Wu'nun Yerel En İyi Değişmez (LBI) testi olarak adlandırılmaktadır. Çalışma kapsamındaki sabit etki içeren modellerde değişen varyans sorunu olup olmadığını belirlebilmesi için, Greene (2000) tarafından geliştirilen Değiştirilmiş Wald testi uygulanmıştır. Bu testin  $H_0$  hipotezi "varyanslar birimlere göre homoskedastiktir" şeklinde kurulmuştur (Tatoğlu, 2013: 208-214). Otokorelasyon ve değişen varyans testlerinin sonuçları Tablo 10'da raporlanarak sunulmuştur.

**Tablo 10: Sabit Etkiler Modellerine Ait Varsayım Testlerinin Sonuçları**

Modeller	Durbin- Watson (d İstatistiği)	Yerel En İyi Değişmez (LBI) (d İstatistiği)	Değiştirilmiş Wald Testi (W test istatistiği)
Model 4	1.2232874	1.4000475	835.80***
Model 8	1.3049291	1.4685776	4918.26***
Model 9	1.6045789	1.6857619	11351.74***

**Not:** \*\*\* sembolü %1 anlamlılık düzeyini ifade etmektedir.

Model 4, 8 ve 9'da Durbin-Watson ve Yerel En İyi Değişmez testlerine ait istatistiği değerleri 2'den küçük olduğu için, bu modellerdeki otokorelasyon sorunu olduğu anlaşılmaktadır. Değiştirilmiş Wald Testinden elde edilen test istatistiklerine bakıldığında Tablo 10'da yer alan modellerin tümünde  $H_0$  hipotezinin reddedildiği ve varyansın birimlere göre değiştiği anlaşılmaktadır. Bu bulgu sabit etkili modellerin tümünde değişen varyans sorunu olduğunu göstermektedir.

Tesadüfi etkiler modeline göre tutarlı sonuçlar verdiği tespit edilen Model 1, 3, 5 ve 6'da değişen varyans sorununun olup olmadığını belirlemek amacıyla Levene (1960) Brown ve Forsythe (1974) tarafından önerilen Levene, Brown ve Forsythe testi kullanılmıştır. Serilerin normal dağılıma sahip olmadığı durumlar için de dirençli bir değişen varyans sınaması sağlayan testin  $H_0$  hipotezi "birimlerin varyansları eşittir" şeklinde kurulmuştur. Tesadüfi etki içeren modellerde otokorelasyon sorunu olup olmadığını tespit edilmesi amacıyla ise Bhargava, Franzini ve Narendranathan (1982) tarafından geliştirilen Durbin-Watson testi ve Baltagi-Wu (1999) tarafından geliştirilen Yerel En İyi Değişmez (LBI) testi kullanılmıştır. Söz konusu testlerin  $H_0$  hipotezi ortak olup "otokorelasyon katsayısı sıfıra eşittir" şeklinde kurulmuştur (Tatoğlu, 2013: 221-226). Değişen varyans ve otokorelasyon testlerinin sonuçları Tablo 11'de verilmiştir.

**Tablo 11: Tesadüfi Etkiler Modellerine İlişkin Varsayım Testlerinin Sonuçları**

Modeller	Durbin- Watson (d İstatistiği)	Yerel En İyi Değişmez (LBI) (d İstatistiği)	Levene, Brown ve Forsythe testi (W test istatistiği)
Model 1	2.4867033	2.5235662	$W_0$ 0.89620059 $W_{50}$ 0.81351384 $W_{10}$ 0.89620059
Model 3	1.6579007	1.7803756	$W_0$ 1.85018211** $W_{50}$ 0.86831557 $W_{10}$ 1.26300755
Model 5	2.4867033	2.5235662	$W_0$ 0.89620059 $W_{50}$ 0.81351384 $W_{10}$ 0.89620059
Model 6	2.0082113	2.1574696	$W_0$ 2.1932077 $W_{50}$ 1.4452198 $W_{10}$ 1.7972690

**Not:** \*\*, \* sırasıyla %5 ve %10 anlamlılık düzeyini ifade etmektedir.

Tablo 11'de yer alan otokorelasyon testlerine ilişkin d istatistiklerine bakıldığında Model 3 dışındaki tüm modellerde hesaplanan tablo kritik değerlerinin 2'den büyük olduğu görülmektedir. Bulgular sadece Model 3'de otokorelasyon sorunu bulunduğunu göstermektedir. Levene, Brown ve Forsythe değişen varyans test istatistiklerinin Snedecor F tablosu ile karşılaştırılmasından elde edilen bulgulara göre  $H_0$  hipotezi sadece Model 3'de  $W_0$  ağırlıkta ve %5 düzeyinde reddedilmektedir. Model 1, 5 ve 6'da ise  $H_0$



hipotezi reddedilmemiştir. Bu bulgu sadece Model 3'de değişen varyans sorunu olduğunu göstermektedir. Model 1, 5 ve 6'da herhangi bir varsayım ihlali tespit edilmemiştir.

Klasik modele göre tutarlı sonuçlar verdiği tespit edilen Model 2 ve 7'de otokorelasyon sorununun olup olmadığını tespit etmek amacıyla Wooldridge (2002) tarafından geliştirilen ve  $H_0$  hipotezi modelde "birinci mertebeden otokorelasyon yoktur" şeklinde kurulan test denklemi kullanılmıştır. Değişen varyans sorunu olup olmadığını tespit etmek için ise Breush-Pagan (1979)/Cook-Weisberg (1983) tarafından geliştirilen ve  $H_0$  hipotezi "sabit varyans" şeklinde kurulan test denklemi kullanılmıştır (Tatoğlu, 2013: 199-206). Wooldridge ve Breush Pagan/Cook-Weisberg testlerinin sonuçları Tablo 12'de sunulmuştur.

**Tablo 12: Klasik Modele İlişkin Varsayım Testi Sonuçları**

Modeller	Wooldridge'in Testi (F İstatistiği)	Breush-Pagan/Cook-Weisberg Testi ( $\chi^2$ İstatistiği)
Model 2	2.572	0.69
Model 7	13.226***	15.31***

**Not:** \*\*\*, \*\* ve \* sırasıyla %1, %5 ve %10 anlamlılık düzeyini ifade etmektedir.

Tablo 12'ye bakıldığında Model 2'de hem Wooldridge hem de Breush-Pagan/Cook-Weisberg testlerine ait  $H_0$  hipotezleri reddedilmediği anlaşılmaktadır. Bu modelde birinci mertebeden otokorelasyon ve değişen varyans sorunu olmadığı anlamına gelmektedir. Model 7'de ise her iki teste ilişkin  $H_0$  hipotezi reddedilmiştir. Bu modelde hem birinci mertebeden otokorelasyon hem de değişen varyans sorunu bulunmaktadır.

Otokorelasyon ve/veya değişen varyans sorunu olan modellerde hata teriminin varyans kovaryans matrisi birim matris olma özelliğini yitirmektedir. Bu durum özellikle büyük örneklerle yapılan regresyon tahminlerinde tutarsızlığa<sup>7</sup> neden olduğu için bu sorunları bünyesinde taşıyan sabit ve tesadüfi modellerin tahmininde dirençli tahminciler kullanılarak dirençli standart hatalar elde edilmesi gerekmektedir. Varsayım testlerinden elde edilen bilgiler doğrultusunda modeller için en uygun tahmin yöntemi belirlenerek modellerin tahmin aşamasında geçilmiştir.

Çalışma kapsamında incelenen ve dokuz farklı kamu harcamasını temsil eden panel regresyon modellerinde kullanılan tahminci yöntemleri ile bu tahmincilerden elde edilen bulgular Tablo 13 ve Tablo 14'de raporlanarak sunulmuştur.

<sup>7</sup> Tutarsızlık durumunda varyanslar, standart hatalar, t istatistiği, F istatistiği,  $R^2$ 'nin ve güven aralıklarının geçerliliğinin etkilenmektedir. Otokorelasyon ve değişen varyans sorununun en az bir tanesini bünyesinde barındıran regresyon denklemlerinin tahmininde parametre tahminlerine dokunmadan dirençli standart hatalar üreten dirençli tahmincilerin kullanılması tahminlerin geçerliliğini korumaktadır (Tatoğlu, 2013: 241).

**Tablo 13: Model 1, Model 2, Model 3, Model 4 ve Model 5'in Tahmin Sonuçları**

	Modellere Ait Bağımlı Değişkenler				
	Model 1	Model 2	Model 3	Model 4	Model 5
DEĞİŞKENLER	ΔLRDKVDH	LREH	LREIVH	LRGKH	ΔLRKDVGH
LRGSYİH	0.2855176***	0.2304997***	-0.0193709	-0.0056173	0.2855176***
LİO	0.0746871	-0.0053958	-0.1264131**	0.3199662	0.0746871
Sabit Terim	-1.653179***	3.51325***	5.154876***	3.218081***	-1.653179***
Grup içi R <sup>2</sup>	0.0559	-	0.0199	0.0207	0.0559
Gruplar arası R <sup>2</sup>	0.0716	-	0.0213	0.0183	0.0716
Tüm panel için R <sup>2</sup>	0.0517	-	0.0109	0.0006	0.0517
Düzeltilmiş R <sup>2</sup>	-	0.0459	-	-	-
F İstatistiği		6.98***	-	1.25	-
Wald $\chi^2$ İstatistiği	12.11***	-	5.08**	-	12.11***
Gözlem Sayısı	225	250	250	250	225
Bölge Sayısı	25		25	25	25
Tahmin Yöntemi	Tesadüfi Etkiler Genelleştirilmiş EKK	Havuzlanmış EKK	Arellano, Froot ve Rogers Tahmincisi	Arellano, Froot ve Rogers Tahmincisi	Tesadüfi Etkiler Genelleştirilmiş EKK

**Not:** \*\*\*,\*\*,\*, sırasıyla % 1, % 5 ve % 10 anlamlılık düzeyini göstermektedir. <sup>a</sup> Değişen varyans

Kamu harcamalarındaki değişim ve gelir arasındaki ilişkinin araştırıldığı Model 1, 5 ve 7'de lin-log modeller kullanıldığı<sup>8</sup> için bağımsız değişkenin katsayısı doğrudan esneklik değerini vermemektedir. Bu modellerde diğer değişkenin sabit olduğu varsayımı altında gelir ve işsizlik oranı değişkenlerine ait kısıtlı esneklik katsayıları  $\beta_1 * (1/\bar{Y})$  formülü ile hesaplanmıştır (Yamak ve Köseoğlu, 2011: 380; Gujarati, 2016: 77-78). Kamu harcamaları ve gelir arasındaki ilişkiyi Peacock ve Wiseman yaklaşımına göre araştıran Model 2, 3, 4, 6, 8 ve 9'da ise log-log modeller kullanıldığı için bağımsız değişkenlere ait katsayılar doğrudan esneklik değerini göstermektedir.

Gelir ile dinlenme kültür ve din hizmetlerinde meydana gelen değişim arasındaki ilişkinin araştırıldığı Model 1'de gelir değişkenine ait kısıtlı esneklik katsayısı yaklaşık olarak 6.6322 ve negatif hesaplanmıştır. İşsizlik oranı değişkenine ait kısıtlı esneklik katsayısı ise, yaklaşık olarak 1.7345 ve negatiftir. Model 1'e göre % 1'lik gelir artışı

<sup>8</sup> 1, 5 ve 7. modellerde Wagner yasası kapsamında araştırma başlatılmış olup kamu harcaması değişkenlerinin seviyesinde durağan olmadığı tespit edilmiştir. Bu serileri durağanlaştırmak amacıyla yapılan fark alma işleminden sonra seriler logaritmik formlarını kaybederek kamu harcaması değişim serisi haline dönüşmüştür. Bu nedenle bu modellerde fonksiyonel kamu harcamalarındaki değişim ve gelir arasındaki ilişki ölçülmektedir.

karşısında dinlenme kültür ve din hizmetlerine yönelik bölgesel kamu harcamaları yaklaşık olarak % 6.63 oranında azalmaktadır. İşsizlik oranında meydana gelen % 1'lik artış karşısında dinlenme kültür ve din hizmetlerine yönelik bölgesel kamu harcamalarında yaklaşık olarak % 1.73 oranında azalış meydana gelmektedir. Modelin bir bütün olarak anlamlılığını gösteren Wald istatistiği % 1 seviyesinde anlamlı bulunurken  $R^2$  istatistik değerleri grup içinde 0.0559, gruplar arasında 0.0716 ve panelin tümünde 0.0517 olarak bulunmuştur.

Gelir artışının eğitim hizmetlerine yapılan kamu harcamalarını artırıp artırmadığının araştırıldığı Model 2'de gelir değişkenine ait esneklik katsayısı yaklaşık olarak 0.2304, pozitif ve istatistiksel olarak %1 seviyesinde anlamlıyken işsizlik oranı değişkeninin esneklik katsayısı yaklaşık olarak 0.0054, negatif ve istatistiksel olarak anlamsız bulunduğu görülmektedir. Gelir %1 arttığında eğitim hizmetlere yönelik kamu harcamaları yaklaşık olarak % 0.23 artmaktadır. Modelin bir bütün olarak anlamlı olduğunu gösteren F istatistik değeri % 1 seviyesinde anlamlı ve düzeltilmiş  $R^2$  istatistiği 0.0459 olarak bulunmuştur.

Gelir artışının ekonomik işler ve hizmetlere yönelik kamu harcamalarını artırıp artırmadığının araştırıldığı Model 3'den elde edilen regresyon sonuçlarına bakıldığında gelir değişkenine ait esneklik katsayısının yaklaşık olarak 0.019, negatif ve istatistiksel açıdan anlamsız bulunduğu görülmektedir. İşsizlik oranı değişkenine ait esneklik katsayısı ise yaklaşık olarak 0.13, negatif ve istatistiksel olarak %5 seviyesinde anlamlıdır. İşsizlik oranı %1 arttığında ekonomik işler ve hizmetlere yönelik kamu harcamaları yaklaşık olarak % 0.13 azalmaktadır. Wald istatistik değeri % 5 seviyesinde anlamlı ve  $R^2$  istatistik değerleri grup içinde 0.0199, gruplar arasında 0.0213 ve panelin tümünde 0.0109 olarak bulunmuştur.

Gelir artışının genel kamu hizmetlerini artırıp artırmadığının araştırıldığı Model 4'de gelir değişkenine ait esneklik katsayısı yaklaşık olarak 0.0056 ve negatif, işsizlik oranına ait esneklik katsayısı ise yaklaşık olarak 0.3199 ve pozitif bulunmuştur. Bağımsız değişkenlere ait esneklik katsayılarının her ikisi de istatistiksel açıdan anlamsızdır. Modelin bir bütün olarak anlamlı olduğunu gösteren F istatistiği değeri istatistiksel açıdan anlamsız olduğu için Model 4'den elde edilen bulguların geçerli olmadığı anlaşılmaktadır.

Gelir ile kamu düzeni ve güvenlik hizmetlerine yapılan harcamalarda meydana gelen değişim arasındaki ilişkinin araştırıldığı Model 5'de gelir değişkenine ait kısıtlı esneklik katsayısı yaklaşık olarak 6.6322 ve negatif, işsizlik oranına ait kısıtlı esneklik katsayısı ise yaklaşık olarak 1.7345 ve negatif olarak hesaplanmıştır. Bağımlı, bağımsız ve kontrol değişkenine ait regresyon katsayıları en az % 5 seviyesinde Wald istatistik değeri ise % 1 seviyesinde anlamlı bulunmuştur. Model 5'e göre gelirden meydana gelecek % 1'lik artış kamu düzeni ve güvenlik hizmetlerine yapılacak harcamalarda yaklaşık olarak % 6.63'lük bir azalmaya neden olmaktadır. İşsizlik oranında meydana gelecek %1'lik bir artış ise kamu düzeni ve güvenlik hizmetlerine yönelik kamu harcamalarını yaklaşık olarak % 2.27 azaltacaktır.

**Tablo 14: Model 6, Model 7, Model 8, Model 9'un Tahmin Sonuçları**

	Bağımlı Değişkenler			
	Model 6	Model 7	Model 8	Model 9
Bağımsız Değişkenler	LRITRH	$\Delta$ LRSAGH	LRSAVH	LRSVSYH
LRGSYİH	0.2491491***	-0.1893257***	-0.038045	-0.0112139
LİO	0.0979431	-0.1282822	0.335653***	-0.1721177*
Sabit Terim	2.994719***	1.411151**	3.299308***	5.309794***
Wald $\chi^2$ İstatistiği	16.48***	-	-	-
Grup içi R <sup>2</sup>	0.0674	0.0175	0.0330	0.0056
Gruplar arası R <sup>2</sup>	0.0190	0.0005	0.1018	0.0236
Tüm panel için R <sup>2</sup>	0.0585	0.0128	0.0063	0.0000
F İstatistiği	-	5.66***	4.39**	1.72
Gözlem Sayısı	250	225	250	250
Bölge Sayısı	25	25	25	25
Tahmin Yöntemi	Tesadüfi Etkiler Genelleştirilmiş EKK	Arellano, Froot ve Rogers Tahmincisi	Arellano, Froot ve Rogers Tahmincisi	Arellano, Froot ve Rogers Tahmincisi

**Not:** \*\*\*, \*\*, \*, sırasıyla %1, %5 ve %10 anlamlılık düzeyini göstermektedir.

Gelir artışının iskan ve toplum refahı hizmetlerine yönelik kamu harcamalarını artırıp artırmadığının araştırıldığı Model 6'da gelir değişkenine ait esneklik katsayısı yaklaşık olarak 0.2491, pozitif ve istatistiksel olarak % 1 seviyesinde anlamlı bulunurken işsizlik oranına ilişkin esneklik katsayısı yaklaşık olarak 0.0979, pozitif ve istatistiksel olarak anlamsız bulunmuştur. Gelirde meydana gelecek % 1'lik bir artış iskan ve toplum refahı hizmetlerine yönelik kamu harcamalarında % 0.25' lik bir artışa neden olmaktadır. %1 seviyesinde anlamlı olan Wald istatistiği modelden elde edilen sonuçların geçerli olduğunu göstermektedir. Modelde kullanılan bağımsız değişkenlerin bağımlı değişkeni açıklama gücünü gösteren R<sup>2</sup> istatistik değerleri grup içinde 0.0674, gruplar arasında 0.0190 ve panelin tümünde 0.0585 olarak bulunmuştur.

Sağlık hizmetlerine yapılan kamu harcamalarındaki değişim ile gelir arasındaki ilişkiyi araştıran Model 7'de gelir değişkenine ait kısıtlı elastikiyet katsayısı yaklaşık olarak 3.9126 ve pozitif, işsizlik oranı değişkeninin kısıtlı elastikiyet katsayısı ise yaklaşık olarak 2.6511 ve pozitif hesaplanmıştır. Gelirde meydana gelecek % 1'lik bir artış karşısında sağlık harcamalarına yönelik kamu harcamalarında yaklaşık olarak % 3.91'lik bir artış meydana gelmektedir. Bu modele göre işsizlik oranında meydana gelen % 1'lik artış sağlık hizmetlerine yönelik kamu harcamalarını yaklaşık olarak % 2.65 artıracaktır.

Modelin bir bütün olarak anlamlılığını gösteren F istatistiği % 1 seviyesinde anlamlı ve R<sup>2</sup> istatistikleri grup içinde 0.0175, gruplar arasında 0.0005, panelin tümünde 0.0128 değerinde bulunmuştur.

Gelir artışının savunma hizmetlerine yönelik kamu harcamalarını artırıp artırmadığının incelendiği Model 8'de gelir değişkeninin elastikiyet katsayısı yaklaşık olarak 0.038, negatif ve istatistiksel olarak anlamsızken işsizlik oranı değişkeninin elastikiyet katsayısı yaklaşık olarak 0.3356, pozitif ve istatistiksel olarak % 1 seviyesinde anlamlı bulunmuştur. İşsizlik oranında meydana gelen % 1'lik bir artış savunma hizmetlerine yönelik kamu harcamalarını yaklaşık olarak % 0.34 artırmaktadır. F istatistik değeri % 5 seviyesinde anlamlıyken R<sup>2</sup> istatistik değerlerinin grup içinde 0.0330, gruplar arasında 0.1018 ve panelin tümünde 0.0063 gibi düşük bir açıklayıcılık seviyesinde kaldığı görülmektedir.

Gelir artışının sosyal güvenlik ve sosyal yardım hizmetlerine yönelik kamu harcamasını artırıp artırmadığının araştırıldığı Model 9'dan elde edilen regresyon tahminlerine bakıldığında gelir değişkeninin esneklik katsayısının yaklaşık olarak 0.0112, negatif ve istatistiksel açıdan anlamsız olduğu görülmektedir. Modelin kontrol değişkeni olan işsizlik oranına ilişkin esneklik katsayısı ise yaklaşık olarak 0.1721, negatif ve % 10 seviyesinde anlamlıdır. Model 9'un F istatistik değeri anlamsız bulunduğu için model bir bütün olarak geçerli değildir.

Tablo 13 ve 14'de raporlanan sonuçlara bakıldığında Model 4 ve 9 dışındaki tüm modellerde modelin bir bütün olarak anlamlılığını gösteren F veya Wald istatistik değerlerinin en az % 5 seviyesinde anlamlı olduğu bulgusuna ulaşılmaktadır. Bu bulgu Model 1, 2, 3, 5, 6, 7 ve 8'den elde edilen analiz sonuçlarının geçerli olduğunu göstermektedir. Peacock ve Wiseman tarafından önerilen tam logaritmik spesifikasyon denklemlerinin kullanıldığı ve bir bütün olarak anlamlı olan 2, 3, 6 ve 8. Modellerde gelir değişkenine ait elastikiyet katsayıları birden büyük olma koşulunu sağlayamamıştır.

Çalışma kapsamında yapılan ikinci analizde Dumitrescu ve Hurlin (2012) tarafından önerilen panel nedensellik testi kullanılarak kamu harcamaları ve gelir değişkenleri arasındaki ilişkinin yönü araştırılmıştır. Dumitrescu ve Hurlin panel nedensellik testinin H<sub>0</sub> hipotezi "X'den Y'ye nedensellik ilişkisi yoktur" şeklinde kurulmuştur. Pesaran CADF birim kök testi sonuçlarına göre seviye değerleri olan I (0)'da durağan olan 2, 3, 4, 7, 8 ve 9. Modellerdeki kamu harcamaları ve gelir ölçütü olarak kullanılan GSYİH değişkenlerine uygulanan nedensellik analizi bulguları ve değişkenler arasındaki ilişkinin yönü Tablo 15'de raporlanmıştır.

**Tablo 15: Dumitriscu Hurlin Panel Nedensellik Testi Sonuçları**

H <sub>0</sub> Hipotezi	K	$\hat{Z}^{HNC}$ Test İstatistiği <sup>9</sup>	Sonuç
<b>Gelir LREH'nin Granger nedeni değildir.</b>	1	20.6754***	<b>Çift yönlü nedensellik vardır.</b>
<b>LREH gelirin Granger nedeni değildir.</b>	1	2.2133**	
Gelir LREIVH'nin Granger nedeni değildir.	1	1.2536	Nedensellik yok.
LREIVH gelirin Granger nedeni değildir.	1	0.4423	
<b>Gelir LRGKH'nin Granger nedeni değildir.</b>	1	2.8060***	<b>Çift yönlü nedensellik vardır.</b>
<b>LRGKH gelirin Granger nedeni değildir.</b>	1	10.1649***	
Gelir LRITRH'nin Granger nedeni değildir.	1	0.5872	Nedensellik yok.
<b>LRITRH gelirin Granger nedeni değildir.</b>	1	3.8365***	<b>LRITRH gelirin Granger nedenidir.</b>
Gelir LRSAVH'nin Granger nedeni değildir.	1	1.2516	Nedensellik yok.
<b>LRSAVH gelirin Granger nedeni değildir.</b>	1	10.7745***	<b>LRSAVH gelirin Granger nedenidir.</b>
Gelir LRSGVSYH'nin Granger nedeni değildir.	1	1.2198	Nedensellik yok.
LRSGVSYH gelirin Granger nedeni değildir.	1	-0.5973	

Not: \*\* ve \*\*\* simgeleri sırasıyla %5 ve %1 anlam seviyesini göstermektedir. Akaike bilgi kriteri kullanılarak belirlenen K simgesi, optimal gecikme uzunluğunu göstermektedir. Gelir ölçütü olarak kişi başına düşen reel gayrisafi yurt içi hasıla değişkeni kullanılmıştır.

Dumitriscu ve Hurlin panel nedensellik test sonuçları incelendiğinde gelir ve eğitim hizmetlerine yapılan kamu harcamaları arasında çift yönlü Granger nedensellik ilişkisi olduğu görülmektedir. Gelir ve ekonomik işler ve hizmetlere yapılan kamu harcamaları arasında herhangi bir nedensellik ilişkisi yoktur. Gelir ve genel kamu hizmetlerine yapılan kamu harcamaları arasında çift yönlü Granger nedensellik ilişkisi olduğu tespit edilmiştir. İskan ve toplum refahı hizmetlerine yapılan kamu harcamalarından gelire doğru tek yönlü Granger nedensellik ilişkisi olduğu görülmektedir. Savunma hizmetlerine yapılan kamu harcamalarından gelire doğru tek

<sup>9</sup>  $\hat{Z}_{N,T}^{HNC}$  nin birim sayısı az olan ve gecikme uzunluğunun yanlış belirlenmesi durumlarında dahi güçlü bir test istatistiği olduğu Dumitriscu ve Hurlin (2012) tarafından yapılan simülasyon deneyleriyle kanıtlanmıştır (Bozoklu ve Yılanıcı, 2013: 177).

yönlü bir Granger nedensellik ilişkisi olduğu tespit edilmiştir. Gelir ile sosyal güvenlik ve sosyal yardım hizmetlere yapılan kamu harcamaları arasında herhangi bir nedensellik ilişkisinin olmadığı belirlenmiştir.

## 6. Sonuç ve Öneriler

TÜİK Düzey-2 sınıflamasında yer alan toplamda 25 alt bölgeye ait fonksiyonel reel kamu harcamaları ile reel gayrisafi yurt içi hasıla değişkenleri arasındaki ilişkinin Wagner yasası için geliştirilmiş Peacock ve Wiseman tarafından önerilen spesifikasyona göre araştırıldığı çalışmada kontrol değişkeni olarak bölgesel işsizlik oranı kullanılmıştır. Sırasıyla yatay kesit bağımlılığı, durağanlık sınaması, birim ve zaman etkilerinin tespiti ve regresyon modeline ilişkin varsayım testleri yapılarak değişkenler arasındaki ilişkinin tespit edilmesi için en uygun tahmin yöntemi belirlenmiş ve bu sayede analiz sonuçlarının güvenilirliği artırılmıştır. Regresyon analizi sonrasında gayrisafi yurt içi hasıla ve altı farklı fonksiyonel kamu harcaması arasındaki neden sonuç ilişkisini araştırmak için Dumitrescu ve Hurlin panel nedensellik analizi yapılmıştır.

Fonksiyonel tasnif kapsamındaki kamu harcamaları ve gelir değişkeninin analize koşulduğu dokuz farklı modelden elde edilen tahmin sonuçları modellerin tümünde gelir değişkenine ait esneklik katsayılarının birden küçük olduğunu göstermiştir. Dumitrescu ve Hurlin panel nedensellik testinden elde edilen bulgularda eğitim hizmetlerine yönelik kamu harcamaları ve genel kamu hizmetlerine yönelik kamu harcamaları ile gayrisafi yurt içi hasıla arasında çift yönlü Granger nedensellik ilişkisi tespit edilmiştir. İskan ve toplum refahına yönelik kamu harcamalarından gayrisafi yurt içi hasılaya doğru ve savunma hizmetlerine yönelik kamu harcamalarından gayrisafi yurt içi hasılaya doğru tek yönlü bir nedensellik ilişkisi olduğu sonucuna ulaşılmıştır.

Regresyon analizinden elde edilen bulgular Türkiye’de 2005-2014 döneminde bölgesel ölçekte meydana gelen gayrisafi yurt içi hasıla artışlarının fonksiyonel kamu harcamalarını kendisinde meydana gelen artıştan daha fazla artırma gücünün olmadığını ifade etmektedir. Bu durum on yıl gibi oldukça kısa zaman boyutuna sahip olan veri seti ile çalışmaktan kaynaklanabileceği gibi verilerin toplandığı zaman göz önüne alındığında 1980’den itibaren başlayan liberal politikaların yaygın biçimde benimsendiği ve kamu harcamalarının azaldığı bir döneme denk gelmesinden de kaynaklanmış olabilir. Esasen Wagner yasası spesifikasyonlarını test etmek için 10 yıllık bir veri setinin kullanılması iktisat teorisi açısından uygun değildir. Ancak değişkenler arasındaki ilişkinin belirlenmesi politika yapıcılar açısından önemli istatistik bulgular sağlama potansiyeli taşıdığı için bu kısıtlar göz önüne alınarak analizin yapılmasının faydalı olacağı düşünülmüştür. Bölgesel ölçekli gelir artışlarının kamu harcama artışına etkisini tespit etmek ve sağlıklı/güvenilir çıkarımlarda bulunmak için daha uzun dönemli verilere ihtiyacın olduğu açıktır. Bu çerçevede ile Türkiye için daha somut bölgesel ölçekli politikalar geliştirilebilir.

Bölgesel kamu harcamaları ve gayrisafi yurt içi hasıla değişkenleri arasındaki ilişkiyi regresyon analizi ve nedensellik gibi iki farklı yöntemle tespit etmek amacıyla yapılan çalışmanın sonuçları ilişkilerin yönü açısından geçerli kanıtlar sunmakla birlikte veri setinin zaman boyutunun artırılmasının mümkün olduğu daha ileriki yıllarda analizlerin tekrar edilmesi daha geniş kapsamlı ve daha geçerli kanıtlar elde edilmesini sağlayabilecektir.

**Ek Tablo 1: Bölgeler ve Kodları**

TR10	İstanbul
TR21	Tekirdağ, Edirne, Kırklareli
TR22	Balıkesir, Çanakkale
TR31	İzmir
TR32	Aydın, Denizli, Muğla
TR33	Manisa, Afyon, Kütahya, Uşak
TR41	Bursa, Eskişehir, Bilecik
TR42	Kocaeli, Sakarya, Düzce, Bolu, Yalova
TR51	Ankara
TR52	Konya, Karaman
TR61	Antalya, Isparta, Burdur
TR62	Adana, Mersin
TR63	Hatay, Kahramanmaraş, Osmaniye
TR71	Kırıkkale, Aksaray, Niğde, Nevşehir, Kırşehir
TR72	Kayseri, Sivas, Yozgat
TR81*	Zonguldak, Karabük, Bartın
TR82	Kastamonu, Çankırı, Sinop
TR83	Samsun, Tokat, Çorum, Amasya
TR90	Trabzon, Ordu, Giresun, Rize, Artvin, Gümüşhane
TRA1	Erzurum, Erzincan, Bayburt
TRA2	Ağrı, Kars, Iğdır, Ardahan
TRB1	Malatya, Elazığ, Bingöl, Tunceli
TRB2	Van, Muş, Bitlis, Hakkari
TRC1	Gaziantep, Adıyaman, Kilis
TRC2	Şanlıurfa, Diyarbakır
TRC3	Mardin, Batman, Şırnak, Siirt

Not: \* Bu bölge veri kaybı nedeniyle analize dahil edilememiştir.



## Kaynakça

- Amiri, A. & Linden, M. (2016). "Impact of Child Health on Economic Growth: New Evidence Based on Granger Non-causality Tests", *Economics Bulletin*, Vol. 36 (2), pp. 1127-1137.
- Arısoy, İ. (2005). "Wagner ve Keynes Hipotezleri Çerçevesinde Türkiye'de Kamu Harcamaları ve Ekonomik Büyüme İlişkisi", *Ç.Ü. Sosyal Bilimler Enstitüsü Dergisi*, No: 14 (2), ss .63-80.
- Bağdiken, M. & Beşer, B. (2009). "Ekonomik Büyüme İle Kamu Harcamaları Arasındaki Nedensellik İlişkisinin Wagner Tezi Kapsamında Bir Analizi: Türkiye Örneği", *ZKÜ Sosyal Bilimler Dergisi*, No: 5 (9), ss. 1–17.
- Baltagi, B. H. & Wu, P. X. (1999). "Unequally Spaced Panel Data Regressions with Ar (1) Disturbances", *Econometric Theory*, Vol. 15, pp. 814-823.
- Başar, S. & Aksu, H. & Temurlenk, M. S. & Polat, Ö. (2009). "Türkiye'de Kamu Harcamaları ve Ekonomik Büyüme İlişkisi: Sınır Testi Yaklaşımı", *Atatürk Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü Dergisi*, No: 13 (1), ss. 301-314.
- Bhargava, A. & Franzini, L. & Narendranathan, W. (1982). "Serial correlation and Fixed Effect Models", *The Review of Economic Studies*, Vol. 49, pp. 533-549.
- Bozoklu, Ş. & Yılandı, V. (2013). "Finansal Gelişme ve İktisadi Büyüme Arasındaki Nedensellik İlişkisi: Gelişmekte Olan Ekonomiler İçin Analiz", *Dokuz Eylül İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*, No: 28 (2), ss. 161-187.
- Bulutoğlu, K. (2003). *Kamu Ekonomisine Giriş Demokraside Devletin Ekonomik Bir Kuramı*, 1. Baskı, İstanbul, Yapı Kredi Yayınları.
- Breusch T. & Pagan A. (1979), "A Simple Test for Heteroscedasticity and Random Coefficient Variation", *Econometrica*, Vol. 47, pp. 1287-1294.
- Brown, M. B. & Forsythe, A. B., (1974). "The Small Sample Behavior of Some Statistics Which Test the Equality of Several Means", *Technometrics*, Vol. 16, pp. 129-132.
- Cergibozan, R. & Çevik, E. & Demir, C., (2017). "Wagner Kanunu'nun Türkiye Ekonomisi için Sınanması: Çeşitli Zaman Serisi Bulguları", *Finans Politik & Ekonomik Yorumlar*, No: 54 (625), ss. 75-90.
- Cook R. D. & Weisberg S. (1983), "Diagnostics for Heteroscedasticity in Regression" *Biometrika*, Vol. 70, pp. 1-10.
- Dolenc, P. (2009). "Wagner's Law is Still Applicable: Empirical Evidence for Slovenia", *NG št. 5–6/2009 Izvirni znanstveni članki/Original Scientific Papers*, pp. 1-9.
- Dumitrescu, E. I. ve Hurlin, C. (2012). "Testing for Granger Non-Causality in Heterogeneous Panels", *Economic Modelling* 29, pp. 1450-1460.

- Fedeli, S. (2015). "The Impact of GDP on Health Care Expenditure: The Case of Italy (1982-2009)", *Social Indicators Research*, Vol. 122 (2), pp. 347-370.
- Gacaner, A., (2005). "Türkiye Açısından Wagner Kanunu'nun Geçerliliğinin Analizi", *D.E.Ü.İ.İ.B.F. Dergisi*, No: 20 (1), s.103-122.
- Goffman, I.J., (1968), "On the Empirical Testing of Wagner's Law: A Technical Note", *Public Finance/ Finance Publiques*, Vol. 23 (3), pp. 359-64.
- Greene, W., (2000). "Econometric Analysis", Upper Saddle River", Nj: Prentice-Hall.
- Gujarati, D., (2016). "Örneklerle Ekonometri", 1. Baskı, Tarcan Matbaası, Ankara.
- Gupta, S.P., (1967), "Public Expenditure and Economic Growth: A Time Analysis", *Public Finance/Finances Publique*, Vol. 22 (4), pp. 423-61.
- Güder, F. & Yücekaya, P. & Şenyurt, A. (2016). Kamu Harcamaları ile Ekonomik Büyüme İlişkisi: Türkiye için Keynesyen Görüş mü? Wagner Kanunu mu Geçerli?, *ÇOMÜ Uluslararası Sosyal Bilimler Dergisi*, 1(1), ss. 47-60.
- Hausman J. A., (1978), "Specification Test in Econometrics", *Econometrica*, Vol. 46(6), pp. 1251-1271.
- Işık, N. & Alagöz. M., (2005). "Kamu Harcamaları ve Büyüme Arasındaki İlişki", *Erciyes Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*, No: 24, ss. 63-75.
- Lamartina, S., & Zaghini, A. (2007). "Increasing Public Expenditures: Wagner's Law in OECD Countries", Rome.
- Levene, H., (1960). "Robust Tests for Equality of Variances", *Contributions to Probability and Statistics: Stanford, California: Stanford University Press*, pp. 278-292.
- Magazzino, C., Giolli, L., & Mele, M. (2015). "Wagner's Law and Peacock and Wiseman's Displacement Effect in European Union Countries: A Panel Data Study", *International Journal of Economics and Financial Issues*, Vol. 5(3), pp. 812-819.
- Mann, A.J., (1980), "Wagner's Law: An Econometric Test for Mexico 1925-1976", *National Tax Journal*, Vol. 33, pp. 189-201.
- Michas, N. A., (1975), "Wagner's Law of Public Expenditures: What is the Appropriate Measurement for a Valid Test", *Public Finance/ Finances Publiques*, Vol. 30 (1), pp. 77-84.
- Munene, M. J., (2015). "The Optimal Size of Government Expenditure and Economic Growth in Kenya 1963-2012", pp. 1-58. <http://irlibrary.ku.ac.ke/bitstream/handle/123456789/14515/the%20optimal%20siz%20of%20government%20expenditure...pdf;sequence=1>, (10.05.2018).
- Musgrave, R. A., (1969). "Fiscal Systems", *New Haven and London: Yale University Press*.
- Oktayer, A. & Oktayer, N. (2013). "Testing Wagner's Law for Turkey: Evidence from a Trivariate Causality Analysis", *Prague Economic Papers*, Vol. 2, pp. 1-18. DOI: 10.18267/j.pep.452.

- Peacock, A.T., and Wiseman, J., (1961). "The Growth of Public Expenditure in the United Kingdom", *Princeton University Press*, Princeton.
- Pesaran, M. H. (2004). "General Diagnostic Test For Cross Section Dependence In Panels", *Cambridge Working Papers in Economics*, Vol. 0435, pp. 1-41.
- Pesaran, M. H. (2007). "A Simple Panel Unit Root Test In He Presence of Cross-Section Dependence", *Journal of Applied Econometrics J. Appl. Econ.*, Vol. 22, pp. 265-312, Published online in Wiley InterScience (www.interscience.wiley.com) DOI: 10.1002/jae.951.
- Peters, A. (2002). "An Application of Wagner's 'Law' of Expanding State Activity to Totally Diverse Countries", *ECCB Staff Research Paper, Transition*, Vol. 31, pp. 1-43.
- Pryor, F.L., (1968), "Public Expenditures in Communist and Capitalist Nations", *London: George Allen and Unwin*.
- Recepoğlu, M. (2016). "Türkiye'de Wagner Yasası'nın Geçerliliğinin Test Edilmesi: Bölgesel Panel Veri Analizleri (2004-2011)", *Akademik Sosyal Araştırmalar Dergisi*, No: 4 (35), ss. 513-526.
- Selen, U. & Eryiğit, K. (2009). "Yapısal Kırımların Varlığında Wagner Kanunu Türkiye İçin Geçerli mi?", *Maliye Dergisi*, No: 156, ss. 177-198.
- Sideris, D. (2007). "Wagner's Law in 19 th Century Greece: a Cointegration and Causality Analysis", *Bank of Greece Working Paper*, No. 64, pp. 1-19.
- Tatoğlu, F. Y. (2013). "Panel Veri Ekonometrisi", *Beta Yayınları*, 2. Baskı, İstanbul.
- 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, ss. 1-15.
- Ulusoy, A. & Zengin, A. (1998). "Wagner Yasası'nın Türkiye'de Kamu Harcamalarının Ekonomik Ayrımına Göre Geçerliliği, Türkiye'de Kamu Ekonomisi ve Mali Kriz", *XII. Türkiye Maliye Sempozyumu Bildiri Kitabı İ.Ü Maliye Bölümü Yayınları*, No:83, İstanbul.[http://ipfctr.org/wpcontent/uploads/2016/09/MaliyeSempozyumu\\_12.pdf](http://ipfctr.org/wpcontent/uploads/2016/09/MaliyeSempozyumu_12.pdf).(10.04.2018 Erişim Tarihi).
- Ulutürk, S. & Akyol, S. & Mert, M. (2016). "Wagner Yasası'nın Türkiye için Test Edilmesi: 1980-2014 Dönemine İlişkin Ardl Analizi", *Akdeniz İ.İ.B.F. Dergisi*, No: 34, ss.18-44.
- Yamak, N. & Küçükkale Y., (1997). "Türkiye'de Kamu Harcamaları Ekonomik Büyüme İlişkisi", *İktisat, işletme ve Finans*, No: 12 (131), ss. 5-14.
- Yamak, R. & Köseoğlu M., (2011). "Uygulamalı İstatistik ve Ekonometri", 6. Baskı, Trabzon, Derya Kitabevi.
- Yılmaz, Ö. & Kaya, V., (2005). "Kamu Harcama Çeşitleri ve Ekonomik Büyüme İlişkisi", *Selçuk Üniversitesi İİBF Sosyal ve Ekonomik Araştırmalar Dergisi*, No: 5 (9), ss.257-271.

Yılmaz, Ö. & Kaya, V. (2008). "Bölgesel Kamu Harcamaları ve Bölgesel Ekonomik Büyüme İlişkisi Türkiye İçin Panel Veri Analizi", Atatürk Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü Dergisi, No: 2, ss. 1-14.

Wooldridge, J. M., (2002). "Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data", The MIT Press Cambridge, Massachusetts London, England.

### **Veri Kaynakları**

Muhasebat Genel Müdürlüğü <https://www.muhasabat.gov.tr/content/genel-yonetim-mali-istatistik-detayi?tabId=2&pageId=3> (Erişim Tarihi, 06.03.2018).

Türkiye İstatistik Kurumu <https://biruni.tuik.gov.tr/bolgeselistatistik/#> (Erişim Tarihi, 05.03.2018).

<https://biruni.tuik.gov.tr/bolgeselistatistik/degiskenlerUzerindenSorgula.do#> (Erişim Tarihi, 18.07.2018).