

KAMU HARCAMALARI VE EKONOMİK BÜYÜME İLİŞKİSİNİN WAGNER VE KEYNES HİPOTEZİ ÇERÇEVESİNDE İNCELENMESİ

Öğr. Gör. Cebrail TELEK

Kilis 7 Aralık Üniversitesi, Kilis MYO, Dış Ticaret Bölümü
cebrailtelek@kilis.edu.tr

Öğr. Gör. Ali TELEK

Mustafa Kemal Üniversitesi, Antakya MYO, Muhasebe Bölümü
ali.telek@mku.edu.tr

ÖZET

Kamu harcamaları ve ekonomik büyüme arasındaki ilişki, ekonomi literatüründe uzun süredir tartışma konusu olmuştur. Kamu harcamaları ile ekonomik büyüme arasındaki ilişkiyi konu alan iki önemli yaklaşım; Wagner Kanunu ve Keynes Hipotezi'dir. Wagner, bu ilişkinin ekonomik büyümeden kamu harcamalarına doğru olduğuna işaret etmiş, onun aksine Keynes ise, bu ilişkinin kamu harcamalarından büyüme doğru olduğunu ortaya koymuştur. Bu çalışmanın amacı ise, Wagner ve Keynes yaklaşımları çerçevesinde 1998-2015 dönemi üçer aylık verileri kullanılarak Türkiye'de kamu harcamaları ile ekonomik büyüme arasındaki ilişkinin test edilmesidir. Bu amacı gerçekleştirmek için VAR analizi, Etki-Tepki Analizi, Varyans Ayrıştırma Analizi ve Granger Nedensellik Testi kullanılmıştır. Çalışmada elde edilen bulgulara göre; kamu harcamalarından ekonomik büyüme doğru bir nedensellik ilişkisi bulunmuş yani incelenen dönemde Türkiye ekonomisi için Keynes Hipotezinin geçerli olduğu sonucuna ulaşılmıştır.

Anahtar Kelimeler: *Kamu Harcamaları, Ekonomik Büyüme, Wagner Kanunu, Keynes Hipotezi.*

THE RELATION BETWEEN PUBLIC EXPENDITURES AND ECONOMIC GROWTH: THE TERM OF 1998-2015 ANALYSIS OF THE TURKISH ECONOMY

ABSTRACT

The relation between public expenditures and economic growth, has long been a subject of debate in economic literature. The two major approaches are Wagner Law and Keynes Hypothesis on the relationship between public expenditures and economic growth. Wagner, who pointed out that the direction of the relationship is as from the economic growth to public expenditure. On the contrary, Keynes revealed that the direction of the relationship is as from public expenditure to the economic growth. The purpose of this study, at the framework of Wagner and Keynesian approaches, is to test

the relationship between public expenditures and economic growth in Turkish Economic by using the period 1998-2015 quarterly data. VAR analyses, Impulse-Response analyses, Variance Decomposition analyses and Granger Causality Test tests were used to achieve this purpose. According to the findings of the study, a causality relationship has been found from public expenditures to economic growth that Keynes Hypothesis is valid for Turkish Economic in the examined period.

Key Words: *Public Expenditures, Economic Growth, Wagner Law, Keynes Hypothesis.*

1. Giriş

Devletin ekonomideki varlığı ve faaliyeti konusunda ekonomi literatüründe temel iki görüş bulunmaktadır. Bunlardan ilki olarak Klasikler, devletin ekonomik faaliyette bulunmaması gerektiğini savunurlar ve devletin ekonomik yaşama müdahalesinin ekonominin genel dengesini bozacağını ileri sürerler, bir diğer görüş ise 1930'larda ortaya çıkan Keynesyenler olarak bilinmektedir ve bu görüşü savunanlar, devletin özellikle maliye politikaları ile ekonomiye müdahale etmesi gerektiğini öne sürerler. Devletin ekonomiye müdahalesi, yaptığı kamu harcamalarının miktarıyla ölçülür. 1930'lardan günümüze kadar Keynesyen politikalar çerçevesinde çoğu ekonomide devletin rolü giderek artmıştır. Ekonomide devletin rolünün artışı kendisini kamu harcamalarının artışı şeklinde göstermiştir.

Klasik iktisadi görüş çerçevesinde düşünülecek olursa, kamu sektörünün ekonomideki payının sürekli artması harcamaların verimliliğini ve etkinliğini düşüreceğinden, ekonomik büyüme hızı yavaşlayacaktır. Tabii ki bu durum, büyük ölçüde kamu sektörünün etkin olmamasından, bununla birlikte düzenleyici faaliyetlerin sisteme aşırı bir maliyet yüklemesinden kaynaklanmaktadır. Bunlara ilaveten yanlış siyasi politikaların varlığı dikkate alındığında, sistemin verimliliği giderek azalmaktadır (Işık ve Alagöz, 2005:64). Bu durumun aksine, Keynesyen iktisadi görüşe göre; kamu sektörünün bir ekonomi için motor güç olduğu; yatırımların yapılması, ekonomik büyüme ve kalkınmanın sağlanmasında çok önemli bir rolünün de olduğu söylenebilir (Ram, 1986:191). Bu iki zıt görüşe bakıldığında, kamu harcamaları ve ekonomik büyüme arasında sıkı bir ilişki söz konusudur ancak birinde kamu harcamaları ekonomik büyümeyi engellemekte diğerinde ise, artırmaktadır.

Son yüzyıldaki kamu harcamalarındaki artışlar ciddi boyutlara ulaşmıştır. Bundan dolayı, kamu harcamalarındaki artışlarının nedenlerini açıklamaya yönelik farklı yaklaşımlar ortaya çıkmıştır. Bu yaklaşımlar genel olarak iki görüş etrafında toplanmaktadır. Bunlar; kamu harcamalarındaki artışın nedeninin ekonomik büyümeden kaynaklandığını savunan Wagner Kanunu ve diğeri ise; kamu harcamalarının artmasından dolayı ekonomik büyümenin gerçekleştiğini savunan Keynes Hipotezi'dir.

Bu çalışmada amaç, Türkiye'de kamu harcamaları ile ekonomik büyüme arasındaki ilişkinin yönünün bulunması ve Wagner Kanunu ile Keynes Hipotezinin Türkiye Ekonomisi açısından geçerliliğini test etmektir. Bu amaçla çalışmamız, giriş bölümü dahil beş bölümden oluşmaktadır. Birinci bölüm giriş bölümüdür ve çalışmanın konusu ile ilgili genel bilgi verilmiştir, ikinci bölümde kuramsal çerçeve açıklanmaya çalışılmış ve üçüncü bölümde çalışmanın konusu ile ilgili Türkiye ve Dünya ekonomi literatüründeki çeşitli çalışmalar incelenmiştir. Dördüncü bölümde veri seti ve metod

belirtilmiş ve ekonometrik yöntemlerle analiz yapılmıştır. Son bölüm ise genel değerlendirme ve sonuç bölümüdür.

2. Kuramsal Çerçeve

Ekonomi literatüründe kamu harcamaları ile ekonomik büyüme arasındaki ilişki çeşitli iktisadi yaklaşımlar tarafından incelenmiş ve açıklanmaya çalışılmıştır. Bu yaklaşımların içerisinde en önemlileri olarak Wagner Kanunu ve Keynes Hipotezi gösterilebilir.

Adolph Wagner, ekonomik gelişmeyle beraber kamunun ekonomik faaliyetlerinde ve dolayısıyla da kamu harcamalarında bir artışa neden olacağını açıklamıştır. Bu artış, sanayileşmeyle beraber devletin idari ve güvenlik görevlerini daha etkin yerine getirme gereğinden ve hukuk sisteminin yerleştirilmesinin eskiye nazaran daha önemli hale gelmesinden kaynaklanmaktadır. Ayrıca, hızlı şehirleşme ve nüfus yoğunluğunun artması da gerek kamu hizmetleri ve gerekse sosyo-ekonomik düzenlemeler için daha yüksek düzeyde kamu harcaması yapılmasını zorunlu kılmaktadır (Aksoy, 1991:115).

Wagner'in aksine John Maynard Keynes, kamu harcamalarının ekonomik büyümenin bir sonucu olmadığını, aksine, kamu harcamalarının artması sonucu ekonomik büyümenin gerçekleştiğini savunmaktadır. Wagner Kanunu'nda kamu harcamaları içsel bir değişken olarak görülmekte ve nedenselliğin yönü, ekonomik büyümeden kamu harcamalarına doğru iken; Keynes Kanunu'nda dışsal bir değişken olarak görülen kamu harcamalarındaki artışın milli gelirde bir artışa neden olacağı ve dolayısıyla, kamu harcamalarından büyümeye doğru bir nedenselliğin olacağından bahsedilmektedir (Arısoy, 2005:64).

Görüldüğü gibi ekonomi literatüründe kamu harcamaları ile büyüme arasında iki temel farklı görüş bulunmaktadır. Bu çalışmada, Türkiye Ekonomisi için kamu harcamaları ve ekonomik büyüme ilişkisi incelenecektir ve sonuçların hangi görüşü desteklediği bulunacaktır. Çünkü bu ilişkinin yönü belirlenirse; Türkiye'deki ekonomi politikaları için yol gösterici olabilecektir.

3. Literatür Taraması

Türkiye ve Dünya ekonomi literatürüne bakıldığında, kamu harcamaları ve ekonomik büyüme arasındaki ilişki, Wagner Kanunu ve Keynes Hipotezi çerçevesinde çokça incelenmiştir. Türkiye ekonomisi için yapılan bazı çalışmalara incelendiği dönem, uygulanan metodolojik yöntem ve elde edilen sonuçlar açısından bakacak olursak:

Bağdigen ve Beşer (2009), 1950-2005 dönemine ait yıllık veriler yardımıyla, ekonomik büyüme ile kamu harcamaları arasındaki nedensellik ilişkisini Granger nedensellik testine ilave olarak, Hsiao (1979) ve Toda ve Yamamoto (1995) tarafından geliştirilen nedensellik yöntemlerini kullanarak, yedi model ile analiz etmişlerdir. Elde edilen bulgularda, bir model dışında hiçbir modelde Wagner tezini destekler nedensellik ilişkisine rastlanmamıştır.

Gül ve Yavuz (2011), bu çalışmada Türkiye'de 1960-2008 dönemi verilerini kullanarak, Keynes ve Wagner kanununun geçerliliğini test etmişlerdir. Yöntem olarak ADF birim kök testi, Johansen eşbütünleşme testi ve Granger nedensellik testi

kullanılmışlardır. Yapılan çalışmanın sonuçlarına göre; kamu harcamalarından ekonomik büyümeye tek yönlü bir ilişki olduğu saptanmıştır.

Oktayer ve Susam (2008), kamu harcamaları ile ekonomik büyüme arasındaki ilişkiyi En Küçük Kareler Yöntemi (EKK) kullanarak 1970-2005 yılları verileri için test etmişlerdir. Ampirik test sonuçlarına göre, toplam kamu harcamalarının ekonomik büyüme üzerindeki etkisi anlamlı çıkmamıştır. Ancak kamusal yatırım harcamalarının ekonomik büyüme üzerinde pozitif bir etkisi olduğu sonucuna varılmıştır.

Artan ve Berber (2004), kamu kesimi büyüklüğü ile ekonomik büyüme arasındaki dinamik etkileşimleri, çoklu eşbütünleşme tekniğinden yararlanarak 1987-2003 dönemi verileri için test etmişlerdir. Çalışmanın sonucuna göre, uzun dönemde kamu kesimi büyüklüğü ekonomik büyümeyi olumlu yönde etkilemektedir. Ancak, kamu kesimi büyüklüğünden ekonomik büyümeye doğru bir nedensellik ilişkisi söz konusu değildir.

Tan vd. (2010), 1969-2003 dönemi verileri yardımıyla, kamu harcamaları ve ekonomik büyüme arasındaki nedenselliğin yönünün test edilmesinde Gecikmesi-Genişletilmiş VAR modelleri çerçevesinde Toda-Yomamoto'nun önerdiği Wald test istatistiği kullanılmıştır. Çalışmada altyapı harcamalarından gayrisafi yurtiçi hasılaya doğru bir nedensellik ilişkisinin varlığı saptanmıştır. Eğitim harcamaları ile gayrisafi yurtiçi hasıla arasında ise çift yönlü bir nedensellik ilişkisinin var olduğu gözlenmiştir. Sağlık harcamaları ile GSYİH arasında ise nedensellik ilişkisine rastlanmamıştır.

Yamak ve Küçükkale (1997), Granger nedensellik ve Johansen-Juselius eş-bütünleşme testlerini kullandıkları çalışmalarında, 1950-1994 döneminde, Türkiye'de kamu harcamaları ile ekonomik büyüme arasında uzun dönemli bir ilişkinin var olduğu sonucuna ulaşmışlardır. Elde ettikleri bulgulara göre, ekonomik büyüme, kamu harcamalarını pozitif yönde etkilemektedir.

Işık ve Alagöz (2005), Türkiye'de 1985-2003 dönemi için yıllık veriler kullanarak Wagner Yasası'nın geçerliliğini incelemişlerdir. Johansen eş-bütünleşim analizi yöntemini kullanmışlardır. Çalışmanın sonuçları ise, kamu harcamaları ve ekonomik büyüme değişkenleri arasında uzun dönemde bir ilişkinin varlığını işaret etmekte, ayrıca, Wagner Yasası'nı onaylayacak şekilde, ekonomik büyümeden kamu harcamalarına doğru pozitif yönde bir ilişkinin varlığını göstermektedir.

Yukarıdaki çalışmalara ek olarak, kamu harcamaları ve ekonomik büyüme arasındaki ilişkiyi Wagner ve Keynes Hipotezleri çerçevesinde inceleyen yabancı literatüre bakıldığında: Mann (1980), Meksika'nın 1952-1976 döneminde GSYİH ile toplam kamu harcamaları arasındaki ilişkiyi EKK yöntemi ile Wagner Kanunu çerçevesinde incelemiştir. Testin sonuçlarına göre, ekonomik büyüme, toplam kamu harcamalarını artırmaktadır. Yani, Wagner Kanunu'nu destekleyici yönde sonuçlara ulaşılmıştır.

Huang (2006), Çin ve Tayvan'da 1979-2002 dönemi için kısıtlanmamış hata düzeltme modeli tahminine dayanan sınır testi yaklaşımını kullanarak Wagner Yasasının varlığını test etmiştir. Sınır testi sonuçlarına göre, Çin ve Tayvan'da hükümet harcamaları ile çıktı arasında uzun dönemli bir ilişki yoktur. Bu sonuçlar Wagner Yasası'nı desteklememektedir.

Courakis vd. (1993), Yunanistan ve Portekiz için 1958-1985 yıllarını kapsayan çalışmalarında kamu harcamaları ile ekonomik büyüme ilişkisini Wagner Kanunu çerçevesinde EKK ve eş-bütünleşme yöntemiyle incelemişlerdir. Yapılan çalışmanın sonucunda, incelenen dönem itibarıyla ele alınan değişkenler ile Wagner kanununu destekler yönde bir sonuç elde edememişlerdir.

Rao (1989), 48 ülkeye ait 1960–1980 dönemi verilerini kullanarak yaptığı çalışmasında kamu harcamasındaki artış ile ekonomik büyüme arasındaki ilişkinin yönünü Granger Nedensellik testini kullanarak incelemektedir. Granger nedensellik testinin sonucu, kullanılan modele ve ülkeye göre değişmektedir. Bazı ülkelerde kamu harcamalarından büyümeye doğru tek yönlü nedensellik ilişkisi söz konusu iken bazı ülkelerde büyümeden kamu harcamalarına doğru tek yönlü ilişkinin olduğu ve bazı ülkelerde de çift taraflı nedensellik ilişkisinin olduğunu belirlemiştir.

Barro (1989), 72 ülkeyle ilgili 1960-1985 dönemine ilişkin veri setini ve basit korelasyon yöntemini kullanarak yaptığı analizinde kamu tüketim harcamalarının kişi başına büyüme ve yatırım oranıyla arasında negatif bir ilişkinin olduğu sonucuna ulaşırken, kamu yatırım harcamaları ve büyüme arasında ise pozitif bir ilişkinin varlığını tespit etmiştir. Aynı zamanda; Barro (1991), gelişmiş ve gelişmekte olan 98 ülke ve 1960-1985 dönemi için basit korelasyon yöntemini kullanarak, kamu tüketim harcamasının büyümeyi negatif yönde, kamu yatırım harcamasının ise pozitif yönde etkilediği sonucuna ulaşmıştır.

Oxley (1994), kamu harcamaları ile ekonomik büyüme arasındaki ilişkiyi İngiltere için 1870–1913 dönemi verilerini kullanarak incelemiştir. Çalışmasında, uygulanan eş-bütünleşme testi ve Granger nedensellik testine göre; ekonomik büyümeden kamu harcamalarına doğru tek yönlü bir nedensellik ilişkisinin olduğunu tespit etmiştir.

Son olarak bizim çalışmamıza da öncülük eden, Peacock-Wiseman (1961), çalışmalarında İngiltere ekonomisinin 1890-1955 dönemini incelemişlerdir. Çalışmanın amacı İngiltere hükümetinin 1890'dan beri yaptığı kamu harcama davranışları hakkındaki gerçekleri ortaya çıkarmak ve Wagner Yasasının geçerliliğini ortaya koymaktır. Sonraları kendi adlarıyla anılacak olan Peacock-Wiseman modelini ve Granger nedensellik testi kullanarak, Wagner Yasası'nın İngiltere için geçerli olduğu sonucunu bulmuşlardır.

Yukarıda incelendiği üzere, bazı çalışmalar Wagner kanunu, bazı çalışmalar da Keynes hipotezini desteklemekte, bazıları ise kamu harcamaları ve ekonomik büyüme arasında herhangi bir ilişkinin bulunmadığını ifade etmektedir. Sonuç olarak, kamu harcamaları ve ekonomik büyüme arasındaki nedensellik ilişkisi konusunda tam bir anlaşma sağlanamadığı görülmektedir.

4. Yöntem ve Analiz

4.1. Veri Seti

Bu çalışmada, Türkiye Ekonomisi için Wagner Kanunu ve Keynes Hipotezinin geçerliliğini sınamak amacıyla 1998:1-2015:3 yıllarına ait Kamu Harcamaları (G) ve Gayri Safi Yurtiçi Hasıla (GSYİH) verileri üçer aylık dönemler halinde kullanılmıştır. Analizde kullanılan seriler, Türkiye Cumhuriyet Merkez Bankası (TCMB) Elektronik Veri Dağıtım Sisteminden (EVDS) ve Maliye Bakanlığı'ndan derlenerek oluşturulmuştur.

Kullandığımız seriler üçer aylık seriler olduğundan mevsimsel dalgalanmalar gösterebileceği için Tramo-Seats yöntemine göre mevsimsellikten arındırılmıştır. Serileri olası değişen varyans sorununa karşı koruyabilmek için logaritmik dönüşümleri alınmıştır.

Çalışmaya öncülük eden model, Wagner hipotezini inceleyen Peacock-Wiseman (1961) modelidir. Çalışmanın modeli şu şekildedir:

$$\ln G_t = a + b \ln Y_t + e_t \quad (1)$$

Bu modele göre, $\ln G_t$, reel kamu harcamalarının logaritmik değerini ve $\ln Y_t$ ise, reel gayri safi yurtiçi hasıla serisinin logaritmik değerini göstermektedir.

4.2. ADF (Augmented Dickey-Fuller) Birim Kök Testi

Zaman serilerine dayanan modellerde istatistiksel olarak geçerli sonuçların elde edilebilmesi için kullanılan serilerin durağan olup olmadığının araştırılması gerekir. Zira zaman serilerinin büyük kısmının, durağan olmayan bir yapı sergiledikleri görülmüştür.

Değişkenler arasındaki ilişkilerin bir anlam ifade edebilmesi için analizi yapılan serilerin durağan seriler olması gerekmektedir. Durağan olmayan zaman serisi söz konusu ise yapılan regresyon ile elde edilen t ve F testleri geçerli olmayacak ve bundan dolayı elde edilen regresyon da sahte regresyondan ibaret olacaktır (Tarı, 2005:380). Burada durağanlığın ne olduğu tanımını vermek gerekirse; bir zaman serisinin ortalaması ve varyansı zaman içerisinde değişmiyor ve iki zaman dilimi arasındaki covaryans (ortak varyans) hesaplandığı döneme göre değil de yalnızca iki zaman dilimi arasındaki uzaklığa bağlı kalıyor ise seri durağan bir seri olarak kabul edilebilir. Yani zaman serisi durağan ise, ortalaması, varyansı ve covaryansı ne zaman ölçersek ölçelim aynı kalmaktadır (Gujarati, 2006:713).

Gujarati (2006:718-720), durağanlığın birim kökle tespitini aşağıdaki modelleri ele alarak açıklamıştır.

$$Y_t = Y_{t-1} + u_t \quad (2)$$

Burada u_t klasik varsayımlara uyan, yani ortalaması sıfır, σ^2 varyansı değişmeyen, ardışık bağımlı olmayan, olasılıklı hata terimidir. Böyle bir hata terimi "beyaz gürültülü hata terimi" diye anılır. Eşitlik, t dönemindeki Y'nin (t-1) dönemindeki kendi değerine göre regresyonudur. Bu regresyonda, Y_{t-1} 'in katsayısı 1'e eşitse birim kök sorunuyla, yani durağan olmama durumuyla karşı karşıyayız demektir. Dolayısıyla;

$$Y_t = \rho Y_{t-1} + u_t \quad (3)$$

(2) nolu regresyonunda hesaplarda gerçekten $\rho=1$ bulursak, o zaman Y_t olasılıklı değişkeninin birim kökü vardır deriz. Birim kök taşıyan bir zaman serisi, ekonometride bir rassal yürüyüş diye bilinir. 2 nolu eşitlik çoğunlukla başka bir biçimde şöyle yazılır:

$$\Delta Y_t = (\rho-1) Y_{t-1} + u_t = \delta Y_{t-1} + u_t \quad (4)$$

Burada $\delta=(\rho-1)$, Δ ise, birinci fark işlemcisidir ve $\Delta Y_t = (Y_t - Y_{t-1})$ 'dir. 4 nolu eşitlikte δ gerçektende sıfır ise eşitliği şöyle yazabiliriz:

$$\Delta Y_t = (Y_t - Y_{t-1}) = u_t \quad (5)$$

5 nolu denklemin bize söylediği, rassal bir yürüyüşün birinci farkları ($=u_t$) durağan bir zaman serisidir, çünkü varsayım gereği u_t bütünüyle rassaldır.

Eğer bir zaman serisinin birinci farkları alınır da bunların serisi durağan çıkarsa, başlangıçtaki (rassal yürüyüş) serisi 1.dereceden bütünleşiktir denir. Benzer biçimde, durağan bir seriye ulaşmadan önce ilk serinin iki kez farkının alınması gerekiyorsa, ilk seri ikinci dereceden bütünleşik olur. Genel olarak bir zaman serisinin d kez farkının alınması gerekiyorsa, o seri d 'inci dereceden bütünleşiktir.

Gerek kuramsal, gerek uygulama nedeniyle Dickey-Fuller (DF) sınaması şu kalıplardaki regresyonlara uygulanır:

$$\Delta Y_t = \delta Y_{t-1} + u_t \quad (\text{Sabit terimsiz ve trendsiz model}) \quad (6)$$

$$\Delta Y_t = \beta_1 + \delta Y_{t-1} + u_t \quad (\text{Sabit terimli model}) \quad (7)$$

$$\Delta Y_t = \beta_1 + \beta_2 t + \delta Y_{t-1} + u_t \quad (\text{Sabit terimli ve trendli model}) \quad (8)$$

Burada t , zaman ya da genel eğilim değişkenidir. Her bir durumda sıfır ön savı $\delta=0$, yani birim kök var biçimindedir. 6 nolu denklem ile diğer iki regresyon arasındaki fark, sabit terimin ve eğilim değişkeninin denkleme katılmasıdır.

Eğer u_t hata terimi ardışık bağımlıysa, (6) nolu denklem şöyle düzeltilir:

$$\Delta Y_t = \beta_1 + \beta_2 t + \delta Y_{t-1} + \alpha \sum_{i=1}^m \Delta Y_{t-i} + \varepsilon_t$$

Burada sözgelimi $\Delta Y_{t-1} = (Y_{t-1} - Y_{t-2})$, $\Delta Y_{t-2} = (Y_{t-2} - Y_{t-3})$, vb.dir, yani gecikmeli fark terimleri kullanılır. Gecikmeli fark terimlerinin sayısı, çoğunlukla görgül olarak belirlenir, ana düşünce (7) nolu denklemdeki hata teriminin ardışık bağımsız olmasını sağlayacak kadar terimi modele katmaktır. Sıfır ön savı burada $\delta=0$ ya da $\rho=1$ 'dir, yani Y 'de birim kök vardır (Y durağan değildir). (7) nolu gibi modellere DF sınaması uygulanırsa, buna Genişletilmiş Dickey-Fuller (GDF) sınaması denir (Gujarati, 2006:718-720).

Dickey-Fuller Birim kök testi için şu hipotezlerden yararlanır:

H_0 : $\delta=0$, $\rho=1$ ise; Y_t zaman serisi durağan değildir (birim kök vardır).

H_1 : $\delta<0$ ise; Y_t zaman serisi durağandır (birim kök yoktur).

Burada H_0 hipotezi kabul edilirse, seri durağan değildir ve birim kök vardır. Reddedilirse, zaman serisi durağandır ve seride birim kök yoktur denir.

Çalışmamızda kullanılan zaman serilerinin durağan olup olmadıklarını test etmek için ADF (Augmented Dickey-Fuller) Birim Kök Testi uygulanmıştır. Test sonuçları aşağıda Tablo 1’de gösterilmektedir.

Tablo 1. ADF Birim Kök Analizi Sonuçları

Veriler	DÜZEY SEVİYESİ			BİRİNCİ FARK SEVİYESİ		
	Sabitsiz ve Trensiz Model	Sabit Terimli Model	Sabitli ve Trendli Model	Sabitsiz ve Trensiz Model	Sabit Terimli Model	Sabitli ve Trendli Model
GSYİH	2.566379 (0.9973)	-0.248125 (0.9263)	-2.777231 (0.2106)	-5.791378 (0.0000)	-6.548289 (0.0000)	-6.504905 (0.0000)
G	4.320815 (1.0000)	-4.023627 (0.0023)	-3.293243 (0.00758)	-2.169353 (0.0299)	-8.218134 (0.0000)	-9.138516 (0.0000)

Not: () içerisindeki değerler olasılık (prob) değerleridir. ADF birim kök testleri için MacKinnon kritik değerleri %1, %5 ve %10 anlam seviyesinde; Sabit terimli model için -3.52, -2.90 ve -2.58, Sabit terimli ve trendli model için -4.09, -3.47 ve -3.16, Sabit terimsiz ve trendsiz model için -2.59, -1.94 ve -1.61.

Tabloya baktığımızda, serilerimizin düzey seviyesinde, t ve prob. değerlerine bakıldığında her iki serimizin de durağan olmadığı görülmektedir. Ancak serilerimizin 1.dereceden fark düzeylerindeki t ve prob. değerlerine bakıldığında durağan olduğu söylenebilir. Dolayısıyla, serileri birim kök’ten arındırmak için fark alma işlemi yapılmıştır. Bu değişkenlere ait serilerin, birinci farkı alındığında durağan hale gelmişlerdir. Dolayısıyla, dört değişken de birinci dereceden bütünleşiktir. Bir başka ifadeyle dört değişkenin de eş bütünleşme derecesi de I(1)’dir.

4.3. Phillips-Perron (PP) Birim Kök Testi:

Bir testin gücü, yanlış olan hipotezi ret etme olasılığı ile ölçülür. DF testlerinin gücü bu açıdan düşüktür. Çünkü bu testler birim kökü ve yakın birim kökü ayırt etmede yetersiz kalmaktadır. $\rho = 1$ olursa birim kök vardır ancak $\rho = 0.95$ olması olmadığını göstermez (yakın birim kök vardır). Eğer, model; $Y_t = 0.95 Y_{t-1} + u_t$ şeklinde olursa, DF testine göre seri durağan kabul edilir. Katsayı 1’den küçüktür ancak 0.95 olması, seride aslında birim kök olduğunu ifade etmektedir. Testin güçsüz olması yakın birim kök olması durumunda problem olmaktadır. Testin gücünün düşük olması sorunu veri aralığını genişleterek çözülebilir. Bunların yanında ADF testi test denklemindeki terimlerin ilave farklarının dahil edilmesini gerektirir. Bu da serbestlik derecesinde bir azalmaya ve test sürecinin gücünde bir azalmayı ortaya çıkarır (Tari, 2014:399).

Phillips ve Perron (1988) , birim kökün varlığını test etmek için, bu varsayımlara dayanmayan alternatif bir birim kök testi geliştirmişlerdir. Phillips ve Perron geliştirdikleri bu testle oldukça genel, zayıf bağımlı ve benzer dağılımıyan kalıntılara

(innovation) izin veren birleşik t istatistik regresyonu ve EKK tahmin edicileri için asimptotik bir teori sağlamışlardır (Phillips, 1987).

PP testi, DF ve ADF testlerinin hata terimine ilişkin varsayımlarına göre daha esneklerdir. DF ve ADF testleri hata teriminin bağımsız ve sabit varyanslı olduğunu kabul eder. Bu metodoloji kullanılırken hata terimleri arasında korelasyon olmadığına ve sabit varyansa sahip olduklarından emin olmak gerekir (Tarı, 2014:400).

PP (1988), DF'nin hata terimleri ile ilgili olan bu varsayımlarını genişletmişlerdir. Bu durumu daha iyi anlamak için şu regresyonlar dikkate alınır.

$$Y_t = a_0 + a_1 Y_{t-1} + u_t \quad (9)$$

$$Y_t = a_0 + Y_{t-1} + a_2(t-T/2) + u_t \quad (10)$$

Burada T gözlem sayısını u_t hata terimlerinin dağılımını göstermekte olup, bu hata teriminin beklenen ortalaması sıfıra eşittir. Fakat burada hata terimleri arasında içsel bağıntının (serial correlation) olmadığı veya homojenlik varsayımı gerekli değildir. Bu açıdan bakıldığında DF testinin bağımsızlık ve homojenite varsayımları PP testinde terk edilmiş, hata terimlerinin zayıf bağımlılığı ve heterojen dağılımı kabul edilmiştir. Böylece Phillips-Perron, DF t istatistikleri geliştirilmesinde hata terimlerinin varsayımları konusundaki sınırlamaları dikkate almamıştır (Tarı, 2014:400).

Tablo 2. PP Birim Kök Analizi Sonuçları

Veriler	DÜZEY SEVİYESİ			BİRİNCİ FARK SEVİYESİ		
	Sabitsiz ve Trensiz Model	Sabit Terimli Model	Sabitsiz ve Trensiz Model	Sabit Terimli Model	Sabitsiz ve Trensiz Model	Sabit Terimli Model
GSYİH	2.758176 (0.9797)	0.021390 (0.9570)	-2.864929 (0.1801)	- 5.899295 (0.0000)	-6.540779 (0.0000)	- 6.498236 (0.0000)
G	3.800645 (0.9999)	- 5.089745 (0.0001)	-3.855520 (0.0193)	- 6.973790 (0.0000)	-8.239108 (0.0000)	- 9.138516 (0.0000)

Not: () içerisindeki değerler olasılık (prob) değerleridir. PP birim kök testleri için MacKinnon kritik değerleri %1, %5 ve %10 anlam seviyesinde; Sabit terimli model için -3.52, -2.90 ve -2.58, Sabit terimli ve trendli model için -4.09, -3.47 ve -3.16, Sabit terimsiz ve trendsiz model için -2.59, -1.94 ve -1.61.

ADF birim kök testine paralel sonuçlar çıkan PP testi de her iki serimizin düzey seviyelerinde birim kök taşıdığını ancak 1.dereceden fark seviyesinde birim kök

taşımadığını göstermektedir. Dolayısıyla, serileri birim kök'ten arındırmak için fark alma işlemi yapılmıştır. Bu değişkenlere ait serilerin, birinci farkı alındığında durağan hale gelmişlerdir.

4.4. VAR (Vector Autoregression) Modeli Analizleri

Geleneksel ekonometrik analiz, makroekonomik değişkenler arasındaki ilişkileri incelerken, eşanlı bir modeldeki herhangi bir denklemin uygun bir şekilde tahmin edilebilmesi için belirlenmiş olması gerektiğini ve modelin belirlenebilmesini de sıra ve rank koşulları olarak adlandırılan bazı koşulların sağlanmasına bağlamaktadır (Tarı, 2014).

Sims (1980), eşanlı modelleri, belirlenmenin sağlanması için çoğu kez değişkenlerin içsel-dışsal ayrımı ve parametreler üzerine kısıtlamalar koymada keyfi davranıldığı konusunda eleştirerek, bütün değişkenlerin içsel olarak kabul edildiği vektör otoregresyon kısaca VAR modelini geliştirmiştir (Tarı, 2014). Sims'e göre, bir değişken takımı arasında gerçekten eşanlık varsa, hepsi eşit biçimde ele alınmalıdır; içsel ve dışsal değişkenler arasında önsel bir ayrım yapılmamalıdır (Gujarati, 2006).

VAR modeli, modele katılan bütün değişkenlerin kendi ve diğer değişkenlerin gecikmeli değerleri üzerine tanımladığı basit çok boyutlu bir zaman serisi öngörü modelidir (Temurlenk, 1989). VAR modelleri ile tahmin yapabilmek için, sistemde yer alan tüm değişkenlerin durağan olmaları gerekmektedir. VAR modellerinin tahmini sonucunda elde edilen korelasyonlar, ele alınan değişken seti arasındaki ilişkiyi ortaya koyabilmektedir (Bozkurt, 2007:83-91).

Y ve X gibi iki değişken için basit bir VAR modeli:

$$Y_t = \alpha_{10} + \sum_{i=1}^p \alpha_{11i} Y_{t-i} + \sum_{i=1}^p \alpha_{12i} X_{t-i} + u_{1t} \quad (11)$$

$$X_t = \alpha_{20} + \sum_{i=1}^p \alpha_{21i} Y_{t-i} + \sum_{i=1}^p \alpha_{22i} X_{t-i} + u_{2t} \quad (12)$$

biçiminde ifade edilebilir. Burada, α_{i0} sabit terim, α_{ijk} i'nci denklemdeki j'nci değişkenin k gecikmesine ait parametre, u_{it} hata terimi ve p gecikme sayısıdır. Görüldüğü gibi, denklemlerin sağ tarafındaki değişkenler aynıdır. Sabit terim, modele değişkenlerin sıfırdan farklı ortalamalara sahip olması durumunda dahil edilir. VAR modeli gecikme sayısı dikkate alınarak p'inci dereceden VAR modeli olarak adlandırılır ve VAR(p) olarak gösterilir. Modelde değişkenler arasında içsel-dışsal ayrımı yapılmaksızın bütün değişkenler içsel olarak kabul edilir (Tarı, 2014).

VAR modeli parametrelerinin doğrudan yorumu pek anlamlı olmamaktadır. VAR modelini yapısal analizde kullanabilmek için gerekli olan üç teknik Granger nedensellik testi, etki-tepki analizi ve varyans ayrıştırma yöntemidir. Bizde bu yüzden çalışmamıza bu analizlerle devam edeceğiz.

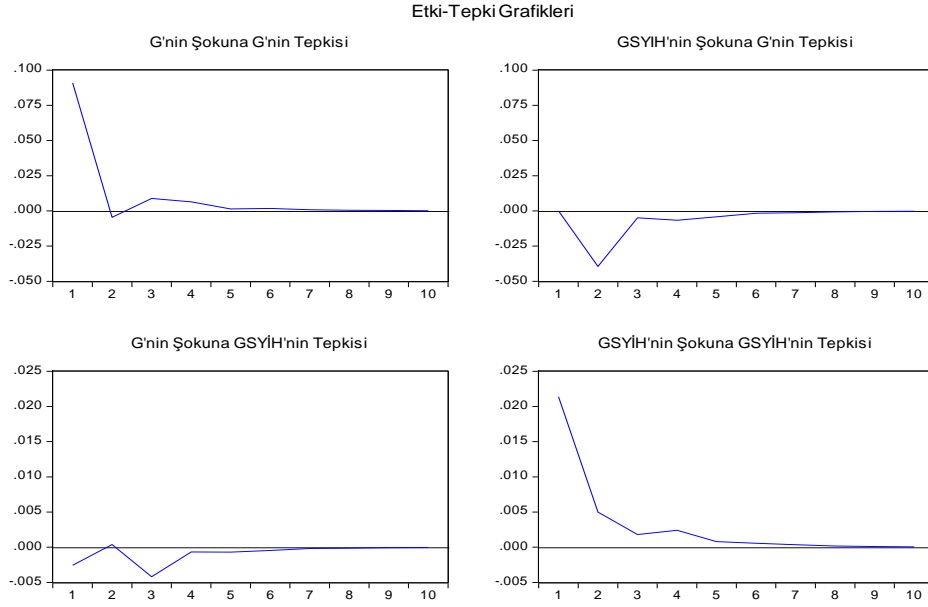
4.5. Etki-Tepki Analizi (Impulse-Response Analyses)

Etki-Tepki analizi fonksiyonları şokların değişkenler üzerindeki etkilerini ve hangi zamanda etkisinin ne olduğunu grafikler ya da tablolar yardımıyla gösterir.

Sistemdeki her bir değişkenin kendi ve diğer değişkenlerin hatalarına karşı reaksiyonu etki-tepkiler olarak adlandırılır. Etki-tepkiler aynı büyüklüğün iki farklı

görünümünü ifade eder. Şoku veren değişken yönünden etki, şoku alan değişken yönünden ise tepki söz konusudur. İki değişken arasında değişkenlerden birinin diğerine neden olduğu yargılamasına dayalı olarak yapılan bu analiz etki-tepki analizi olarak adlandırılmaktadır (Tarı, 2014). Etki-Tepki analizi grafikleri aşağıdadır:

Şekil 1. GSYİH ve G için Etki-Tepki Fonksiyonları



1. Satırdaki etki-tepki grafiklerini incelediğimizde, G'da meydana gelecek 1 birimlik bir şokun kendisi üzerindeki etkisi dördüncü döneme kadar pozitif yöndedir ve bu dönemden sonra etkisini kaybetmektedir. GSYİH'daki 1 birimlik şoka G'nin tepkisi ise eğri sıfırdan başladığı için anlamsızdır.

2. Satırdaki etki-tepki grafiklerine baktığımızda ise G'da meydana gelecek 1 birimlik bir şokun GSYİH üzerindeki etkisi yedinci döneme kadar pozitif yöndedir ve bu tepki anlamlıdır, bu dönemden sonra tepki etkisini kaybetmektedir. G'deki 1 birimlik şokun kendisi üzerindeki tepkisi ise ilk dönemden yedinci döneme kadar pozitif seyretmekte ve daha sonra tepki azalmaktadır.

Varyans Ayırıştırması (Variance Decomposition- VCD)

VAR modelinden çıkarılan diğer önemli bir araç da varyans ayırıştırmasıdır. Öngörü hatalarının özelliklerinin bilinmesi, sistemde yer alan değişkenler arasındaki karşılıklı ilişkilerin açığa çıkarılmasında önemli bir fayda sağlamaktadır. Varyans ayırıştırması, her bir değişkenin öngörü hata varyansının, sistemdeki her bir değişkene yüklenebilecek bileşenlerine ayırıştırma oranı olarak tanımlanmaktadır. Her bir değişkenin öngörü hata varyansını değişkenlerin her birine paylaştırarak şokların değişkenler üzerindeki etkilerini oransal olarak ölçmede kullanılır (Tarı, 2014).

Varyans ayırıştırma bir değişkendeki değişimin % kaçını kendi, % kaçını diğer değişkenlerden kaynaklandığı araştırılır. Şayet varyanstaki değişimin %100 yakın bir

değerini kendi başına açıklıyorsa dışsal değişken olarak nitelendirilir. Varyans ayrıştırma sonuçları tablo halinde aşağıdadır:

Tablo 3. GSYİH ve G Değişkenlerinin Varyans Ayrıştırma Sonuçları

GSYİH Değişkeninin Varyans Ayrıştırması sonuçları			
Period	S.H	G	GSYİH
1	0.021536	1.420336	98.57966
2	0.022111	1.374978	98.62502
5	0.022740	4.888528	95.11147
10	0.022757	4.935729	95.06427
G Değişkeninin Varyans Ayrıştırması sonuçları			
Period	S.H	G	GSYİH
1	0.091001	100.0000	0.000000
2	0.099309	84.18063	15.81937
5	0.100348	83.64076	16.35924
10	0.100394	83.60484	16.39516

GSYİH'nin varyans ayrıştırması, GSYİH üzerindeki yüzde değişmelerin en fazla kendisi tarafından açıklandığını göstermektedir. Buna göre GSYİH değişkenini açıklamada en önemli pay yine GSYİH değişkenidir. GSYİH değişkenini açıklamada G değişkeninin payı ilk döneme baktığımızda %1.4 ama bu dönem arttıkça artmakta ve 10. dönemde %4.9 olmaktadır.

G'nin varyans ayrıştırması, G üzerindeki yüzde değişmelerin en fazla kendisi tarafından açıklandığını göstermektedir. G değişkenini açıklamada GSYİH değişkeninin payı ilk döneme baktığımızda yok ama bu dönem arttıkça artmakta ve 10. dönemde %16.39 olmaktadır.

4.6. Granger Nedensellik Analizi

Nedensellik analizi iki değişken arasında sebep-sonuç ilişkisinin olup olmadığını, eğer bir ilişki varsa ilişkinin yönünü test etmek amacıyla kullanılmaktadır. Uygulamalı ekonometrik çalışmalarda zaman serileri arasındaki nedensellik ilişkisinin tespit edilmesi için en sık kullanılan yöntem Granger (1969) tarafından geliştirilen nedensellik analizidir.

Granger (1969:424-438) tarafından geliştirilen nedensellik testine göre iki değişken arasında anlamlı bir ilişkinin olup olmadığı, böyle bir ilişki söz konusu ise hangi değişkenin diğerini etkilediği araştırılmaktadır. Yani X_t ve Y_t gibi iki değişkenin birbiriyle olan regresyon ilişkisi incelenmektedir. Eğer iki değişken arasında uzun dönemli bir ilişki tespit edilemezse, bu değişkenler arasındaki nedensellik ilişkisinin araştırılmasında standart Granger testinden yararlanılmaktadır.

Gujarati (2006:620-622), Granger sınaması, Y ile X değişkenlerinin tahmin edilmesine ilişkin bilgilerin yalnızca bu değişkenlerin zaman serisi verilerinde bulunduğunu varsaymaktadır. Sınama şu regresyonların tahminini gerektirmektedir:

$$Y_t = \sum_{i=1}^n \alpha_i X_{t-i} + \sum_{j=1}^n \beta_j Y_{t-j} + u_{1t} \quad (13)$$

$$X_t = \sum_{i=1}^m \lambda_i X_{t-i} + \sum_{j=1}^m \delta_j Y_{t-j} + u_{2t} \quad (14)$$

Burada u_{1t} ve u_{2t} bozucu (hata) terimlerinin ilişkisiz oldukları varsayılmaktadır. (13) denklemi, bugünkü Y_t 'nin, geçmiş Y_t değerleri ve X_t değerleri ile ilişkili olduğunu, (14) ise benzeri bir davranışı X_t için öngörür.

Granger Nedensellik için kurulacak hipotezler ise:

(13) numaralı denklem için oluşturulan;

$H_0: \alpha_i = 0$ ise X_t, Y_t 'nin Granger nedeni değildir.

$H_1: \alpha_i \neq 0$ ise X_t, Y_t 'nin Granger nedenidir.

(14) numaralı denklem için oluşturulan;

$H_0: \delta_j = 0$ ise Y_t, X_t 'nin Granger nedeni değildir.

$H_1: \delta_j \neq 0$ ise Y_t, X_t 'nin Granger nedenidir.

Granger nedensellik testi ile ilgili tüm bu açıklamaları yaptıktan sonra, çalışmamızda da bu yöntem uygulanmıştır. Uygulanan test sonuçları aşağıda Tablo 4'de gösterilmektedir.

Tablo 4. Granger Nedensellik Analizi Sonuçları

H_0 Hipotezi	Gözlem Sayısı	F-statistic	Prob.
G, GSYİH'nin granger nedeni değildir	70	9.15957	0.0035
GSYİH, G'nin granger nedeni değildir		1.12526	0.2926

Tablodaki sonuçlara göre; %5 anlam seviyesinde G, GSYİH'nin nedeni değildir hipotezi reddedilmiştir, yani G'den, GSYİH'ya doğru bir nedensellik ilişkisi vardır. GSYİH'dan G'ye bir nedensellik ilişkisine rastlanmamıştır. Bu sonuçlar da, etki-tepki ve varyans ayrıştırması sonuçlarına paraleldir.

5. Genel Değerlendirme ve Sonuç

Ekonomi literatüründe, kamu harcamaları ve ekonomik büyüme arasındaki ilişki ve bu ilişkinin yönü çeşitli iktisadi yaklaşımlar tarafından incelenmiş ve açıklanmaya çalışılmıştır. Bu yaklaşımlardan en önemlileri; Wagner Kanunu, belli bir dönemde

gerçekleşen ekonomik büyümeden dolayı kamu harcamalarının artacağını savunurken, Keynes Hipotezi ise belli bir dönemde kamu harcamalarının artmasından dolayı ekonomik büyümenin gerçekleşeceğini savunmaktadır. Bizim çalışmamızın amacı ise Türkiye’de hangi hipotezin geçerli olduğunu araştırmaktır.

Bu amaçla, Türkiye ekonomisinin 1998:1-2015:3 dönemi arası üçer aylık verilerini kullanarak kamu harcamaları ve ekonomik büyüme arasındaki ilişki, Wagner Kanunu ve Keynes Hipotezi çerçevesinde incelenmiştir. Öncelikle, serilerimiz zaman serileri olduğu için, ADF ve PP birim kök testleri yapılmış ve seriler durağan hale getirilmiştir. Daha sonra, VAR analizi çerçevesinde, Etki-Tepki analizi, Varyans Ayrıştırma analizi yapılmış ve değişkenler arasındaki nedensellik ilişkisinin bulunabilmesi için Granger nedensellik testi yapılarak, değişkenler arasındaki ilişkinin yönü belirlenmeye çalışılmıştır.

Yapılan tüm ekonometrik analizler de birbirleriyle paralel sonuçlar elde edilmiştir. Değişkenler arasındaki nedensellik ilişkisinin ise kamu harcamalarından, ekonomik büyümeye doğru olduğu yani Wagner Kanununun incelenen dönemde Türkiye ekonomisi için geçerli olmadığı, Keynes Hipotezinin geçerli olduğu sonucuna varılmıştır. Bu sonuca göre, kamu harcamaları artırılırsa Keynes’in savunduğu gibi ekonomik büyüme artacaktır.

Kaynakça

- Aksoy, Ş. (1991). *Kamu Maliyesi*. Filiz Kitabevi, İstanbul, ss.115.
- Arısoy, İ. (2005). Wagner ve Keynes Hipotezleri Çerçevesinde Türkiye’de Kamu Harcamaları ve Ekonomik Büyüme İlişkisi. *ÇÜ, Sosyal Bilimler Enstitüsü Dergisi*, Cilt:14, Sayı:22, ss.63-80.
- Artan, S., Berber, M. (2004). Kamu Kesimi Büyüklüğü Ve Ekonomik Büyüme İlişkisi: Çoklu Ko-Entegrasyon Analizi. *ÇÜ. İktisadi ve İdari Bilimler Dergisi*, Cilt 5, Sayı 2, 2004, ss. 13-29.
- Bağdigen, M., Beşer, B. (2009). Ekonomik Büyüme İle Kamu Harcamaları Arasındaki Nedensellik İlişkisinin Wagner Tezi Kapsamında Bir Analizi: Türkiye Örneği, *ZKÜ Sosyal Bilimler Dergisi*, Cilt 5, Sayı 9, ss. 1–17.
- Barro, R. (1989). A Cross Country Study Of Growth, Saving And Government. *NBER Working Paper*, No: 2855.
- Bozkurt, H. (2007). *Zaman Serileri Analizi*. Bursa: Ekin Kitabevi.
- Courakis, A.S., Roque, F.M., Tridimias, G. (1993). Public Expenditure Growth in Greece and Portuqal: Wagner’s Law and Beyond. *Applied Economics*, Cilt: 25, ss.125-134.
- Granger, C.W.J. (1969). Investigating Causal Relations by Econometric Models and Cross-Spectral Methods, *Econometrica*, vol. 37, ss. 424-438.
- Gujarati, D.N. (2006). *Temel Ekonometri*. Şenesen, Ü. ve Şenesen G.G. (Çev.), Literatür Yayıncılık, İstanbul.

- Gül, E., Yavuz, H. (2011). AB'nin Yeni Üyeleri ile Türkiye'de Kamu Harcamaları ve Ekonomik Büyüme İlişkisi: 1996-2008 Dönemi. *Maliye Dergisi*, Sayı 158, ss. 164-178.
- Huang, C.J. (2006). Government Expenditures in China and Taiwan: Do They Follow Wagner's Law?. *Journal of Economic Development*, 31 (2), ss.139-148.
- Işık, N., Alagöz, M. (2005). Kamu Harcamaları ve Büyüme Arasındaki İlişki. *Erciyes Üniversitesi İİBF Dergisi*, Ocak-Haziran, 24, ss.63-75.
- Maliye Bakanlığı, (2016). Merkezi yönetim konsolide Bütçe Gerçekleşmeleri. <https://www.muhasabat.gov.tr>, Erişim Tarihi: 10.01.2016.
- Mann, A.J. (1980). Wagner's Law: An Econometric Test for Mexico, 1925-1976. *National Tax Journal*, Vol. 33, ss.189-201.
- Oktayer, N., Susam N. (2008). Kamu Harcamaları-Ekonomik Büyüme İlişkisi: 1970-2005 Yılları Türkiye Örneği. *Atatürk Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Dergisi*, 22 (1), ss.145-164.
- Oxley, L. (1994). Cointegration, Causalty and Wagner's Law. *Scottish Journal of Political Economy*, vol. 41, ss.286-298.
- Peacock, A.T., Wiseman, J. (1961). The Growth of Public Expenditure in the United Kingdom. *Princeton University Press*. 0-87014-071-X. <http://www.nber.org/books/peac61-1>
- Phillips, P. C. B., Perron, P. (1988). Testing For A Unit Root in Time Series Regression. *Biometrika*, Vol. 75, No. 2., pp. 335-346.
- Ram, R. (1986). Government Size and Economic Growth: A New Framework and Some Evidence from Cross-Section and Time-Series Data: Reply. *American Economic Review*, 79/1, ss.272-80.
- Rao, V.V.B. (1989). Government Size and Economic Growth: A New Framework and Some Evidence from Crosssection and Time-series Data: Command. *American Economic Review*, 79/1, ss.272-280.
- Tan, B.K., Mert, M., Özdemir, Z.A. (2010). Kamu Yatırımları ve Ekonomik Büyüme İlişkisine Bir Bakış: Türkiye, 1969-2003. *Dokuz Eylül Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*, Cilt:25, Sayı:1, ss. 25-39.
- Tarı, R. (2005). *Ekonometri*. Genişletilmiş 6. Baskı, Umuttepe Yayınları, Kocaeli.
- Tarı, R. (2014). *Ekonometri*. Gözden geçirilmiş 9. Baskı, Umuttepe Yayınları, Kocaeli.
- TCMB, (2016). Elektronik veri dağıtım sistemi, <http://evds.tcmb.gov.tr/>. Erişim tarihi:10.01.2016.
- Yamak, N., Küçükale, Y. (1997). Türkiye'de Kamu Harcamaları Ekonomik Büyüme İlişkisi. *İktisat- İşletme ve Finans Dergisi*, 131, Yıl 12, ss. 5-14.