

KAMU HARCAMALARI – EKONOMİK BÜYÜME: TÜRKİYE ÜZERİNE BİR UYGULAMA*

Huriye Gonca DİLER⁺

ÖZET

Kamu harcamaları ve ekonomik büyüme arasındaki ilişki, literatürde oldukça tartışılan bir konudur. Ampirik çalışmaların çoğu, kamu harcamaları ve ekonomik büyüme arasındaki ilişkiyi incelemektedir. Literatürde kamu harcamalarındaki artışların ekonomik büyümeye veya ekonomik büyümedeki bir artışın kamu harcamalarında bir artışa neden olacağına yönelik çalışmalar bulunmaktadır.

Bu çalışmada, 1998-2010 dönemine ait Türkiye'nin üçer aylık verileri kullanılarak kamu harcamaları ile ekonomik büyüme arasındaki ilişki araştırılmıştır. Çalışmada kamu harcamaları ve ekonomik büyüme arasındaki ilişki, ARDL (Autoregressive Distributed Lag) yaklaşımı ve Toda-Yamamoto nedensellik testi kullanılarak incelenmiştir. Analiz sonuçlarına göre Türkiye'de kamu harcamaları ve ekonomik büyüme arasında eşbütünleşme bulunmuştur. Toda-Yamamoto nedensellik testi sonuçlarına göre kamu harcamaları ve ekonomik büyüme arasında nedensellik ilişkisi tespit edilmemiştir.

Anahtar Kelimeler: Kamu harcamaları, Ekonomik büyüme, ARDL, Toda-Yamamoto

Jel: H50, O40

PUBLIC EXPENDITURE - ECONOMIC GROWTH: AN APPLICATION ON TURKEY

ABSTRACT

The relationship between public expenditures and economic growth is a considerably debated question in the literature. Especially, most of the empirical studies analyze the relationship between public expenditures and economic growth. There are many studies about increase of public expenditures cause economic growth and an increase in economic growth causes increasing public expenditures in literature.

In this study, the relationship between public expenditures and economic growth is examined using Turkey's quarter period data for the period of 1998-2000. The relationship between public expenditures and economic growth is investigated using ARDL (Autoregressive Distributed Lag) approach and Toda-Yamamoto causality test. The results suggest that there is long run equilibrium relationship between public expenditures and economic growth. The result of Toda-Yamamoto causality test indicates no causality between public expenditures and economic growth.

Key words: Public Expenditures, Economic Growth, ARDL, Toda-Yamamoto

Jel: H50, O40

* Bu makale Kamu Harcamaları – Ekonomik Büyüme: Türkiye Üzerine Bir Uygulama isimli doktora tezinden türetilmiştir.

⁺ Yrd. Doç. Dr. Afyon Kocatepe Üniversitesi İ.İ.B.F. İktisat Bölümü, gonca@doctor.com

GİRİŞ

İktisat literatüründe, ülkelerin ekonomik performans farklılıkları ve devletlerin ekonomik ilerlemelerindeki rolleri çok araştırılan konular arasındadır. Araştırmalarda genellikle devletlerin ekonomik ilerlemedeki rolü, görevlerinin neler olduğu ve bu görevlerinin nasıl gerçekleştirileceği hakkında incelemeler yapılmaktadır.

Kamunun ekonomi içinde yerinin olup olmadığı ya da olacaksa derecesinin ne olacağı ile kamunun yapacağı harcamaların ekonomi üzerindeki etkisinin ne olacağı değişik teorik yaklaşımların önemli konuları arasında yer almaktadır. Bu yaklaşımlar için çeşitli ülkelere ait pek çok ampirik çalışma yapılmış ve hipotezler üretilmiştir. Tarihsel süreç içinde kamu harcamaları iktisat bilimine ait özel bir dal olmak yerine kamu maliyesi alanına yöneltmiştir. Kamu harcamalarının iktisat ve maliye alanı içinde yer edinmesi, ekonomik ve fonksiyonel ayrımların yapılması 1950'lerden sonraki çalışmalarda yer almıştır.

Kamu harcamaları ile ekonomik büyüme arasındaki ilişkinin, kamu harcamaları ekonomik büyümeyi ya da ekonomik büyümenin kamu harcamalarını etkilemesi şeklinde iki yönlü olduğunu benimseyen pek çok görüş ortaya çıkmıştır. Kamu harcamalarının ekonomik büyümeyi sağladığı düşüncesi, 1970'li yıllardan önceki dönemlere kadar dayanmakta iken sonraki dönemlerde ekonomik büyümenin kamu harcamalarını etkilediği görüşü daha etkili hale gelmiştir.

I. LİTERATÜR İNCELEMESİ

Kamu harcamaları ile ekonomik büyüme arasındaki ilişkiyi araştıran yerli ve yabancı pek çok çalışma yapılmıştır. Çalışmamızda ise bu iki değişkenin Türkiye'deki ilişkisi analiz edileceği için yerli çalışmaların literatür incelemesine yer verilmiştir.

Türkiye'de kamu harcamaları ile ekonomik büyüme arasındaki ilişkiyi incelemek üzere yapılan çalışmaların son yıllarda arttığı ve elde edilen bulgularda ortak bir sonuç çıkmadığı görülmektedir. Bazı çalışmalar, kamu harcamaları ile ekonomik büyüme arasında bir ilişki tespit ederken, bazı çalışmalar ise kamu harcamaları ile ekonomik büyüme arasında bir ilişkiye rastlamamışlardır.

Tablo 1. Kamu Harcamaları ve Ekonomik Büyüme Arasındaki İlişki İçin Türkiye Üzerine Yapılan Çalışmalar

Çalışmanın Yazarı ve Yılı	Dönem	Yöntem	Bulgular
Krzyzaniak (1974)	1950-1969	Esneklik Hesaplaması	Kamu harcamaları ve ekonomik büyüme arasında ilişki bulunmuştur.

Önder (1974)	1923-1967	İndeks Analizi	Kamu harcamaları ve ekonomik büyüme arasında ilişki bulunmuştur.
Yıldırım (1994)	1962-1993	Granger ve Sims Nedensellik Analizi	Kamu harcamaları ve ekonomik büyüme arasında çift yönlü ilişki bulunmuştur.
Yamak - Zengin (1996)	1950-1994	OLS Regression ve Kalman Filtre Yöntemi	Kamu harcamaları ve ekonomik büyüme arasındaki ilişki dört model açısından da geçerli bulunmuştur.
Yamak - Küçükkale (1997)	1950-1994	Engle-Granger ve Johansen-Juselius Koentegrasyon Yöntemi	Kamu harcamaları ve ekonomik büyüme arasında ilişki bulunmuştur.
Ulusoy - Zengin (1998)	1950-1994	OLS Regression ve Kalman Filtre Yöntemi	Kamu harcamaları ve ekonomik büyüme arasındaki ilişki beş model açısından geçerli bulunmuştur.
Terzi (1998)	1950-1995	Uyumlu Beklentiler Temelli Koentegrasyon Modeli	Kamu harcamaları ve ekonomik büyüme arasında ilişki bulunmuştur.
Demirbaş (1999)	1960-1990	Johansen-Juselius Koentegrasyon ve Granger Nedensellik Analizi	Kamu harcamaları ve ekonomik büyüme arasında ilişki bulunmamıştır.
Günaydın (2000)	1950-1998	Johansen-Juselius Koentegrasyon ve Nedensellik Analizi	Kamu harcamaları ve ekonomik büyüme arasındaki ilişki bulunmuştur.
Bağdigen Çetintaş (2003)	1965-2000	Engle-Granger Koentegrasyon ve Nedensellik Analizi	Kamu harcamaları ve ekonomik büyüme arasındaki ilişki geçerli bulunmamıştır.
Halıcıoğlu (2003)	1960-2000	Johansen-Juselius Koentegrasyon ve Nedensellik Analizi	Kamu harcamaları ve ekonomik büyüme arasındaki ilişki bulunmamıştır.
Sarı (2003)	1987-2000	Johansen-Juselius Koentegrasyon ve Nedensellik Analizi	Kamu harcamaları ve ekonomik büyüme arasındaki ilişki beş model açısından da bulunmuştur.
Şimşek (2004)	1965-2002	Johansen-Juselius Koentegrasyon ve Granger Nedensellik Analizi	Kamu harcamaları ve ekonomik büyüme arasında iki yönlü ilişki bulunmuştur.
Arısoy (2005)	1950-2003	Johansen-Juselius Koentegrasyon ve Nedensellik Analizi	Kamu harcamaları ve ekonomik büyüme arasında ilişki bulunmuştur.
Işık - Alagöz (2005)	1985-2003	Johansen (1988) Koentegrasyon ve Nedensellik Analizi	Kamu harcamaları ve ekonomik büyüme arasında ilişki bulunmuştur.
Bakış – Jobert Tuncer (2008)	1924-2003	Korelasyon, Johansen (1988) Koentegrasyon ve Granger Nedensellik Analizi	Kamu yatırım harcamaları, eğitim ve sağlık harcamaları ile ekonomik büyüme arasında pozitif bir ilişki, askeri harcamalar ile ekonomik büyüme arasında ise negatif bir ilişki var.
Mohammadi – Cak -	1950-2005	ARDL Koentegrasyon	Kamu harcamaları ve ekonomik büyüme arasındaki ilişki

Cak (2008)		Analizi	bulunmuştur.
Selen - Eryiğit (2009)	1923-2006	Johansen-Juselius Koentegrasyon Yöntemi	Kamu harcamaları ve ekonomik büyüme arasındaki ilişki bulunmuştur.
Bağdigen-Beşer (2009)	1950-2005	Granger (1969), Hsiao (1979) ve Toda-Yamamoto (1995) Nedensellik Analizi	Kamu harcamaları ve ekonomik büyüme arasındaki ilişki bulunmamıştır.

II. METODOLOJİ VE VERİ SETİ

Kamu harcamaları ve ekonomik büyüme arasındaki ilişkinin incelenmesinde, öncelikle değişkenlere ait serilerin durağan olup olmadığının belirlenmesi gerekmektedir. Analize konu olan değişkenlerin durağanlık durumlarının araştırılması için PP (Phillips-Perron) birim kök testi kullanılmıştır.

Phillips-Perron (PP) birim kök testi, kırılma gösteren serilerde yapısal kırılmaları gözönünde bulunduran ve içsel bağıntı sorununu araştırmak için kullanılan parametrik olmayan bir birim kök testidir. PP testi, hata terimleri arasında zayıf bağımlılığa ve heterojenliğe izin verirken, otokorelasyonu önlemeye yetecek sayıda bağımlı değişkenin gecikmeli değerini regresyon denkleminde eklemektedir (Phillips ve Perron, 1988).

PP testindeki test regresyonu aşağıdaki gibidir;

$$\Delta y_t = \beta' D_t + \pi y_{t-1} + u_t$$

Burada u_t hata terimini belirtmekte olup u_t $I(0)$ ' dır ve değişen varyansa sahip olabilir. PP hata terimleri arasında korelasyon olduğu ve hata terimlerinin sabit varyanslı olmadığı seriler için test istatistiği $t_{\pi=0}$ ve $T\hat{\pi}$ in düzenlenmesi ile kullanılabilir.

Serilerin durağanlıkları araştırıldıktan sonra seriler arasındaki koentegrasyon (eşbütünleşme) test edilmelidir. Koentegrasyon (eşbütünleşme) kavramı, uzun dönemde ekonomik değişkenler arasındaki sistematik bir hareketin varlığı olarak açıklanmaktadır. İktisat teorisi hangi değişkenlerin stokastik trendlerinin olup olmadığı konusunda detaylı bilgi veremeyebilir. Dolayısıyla stokastik trend içeren zaman serilerini analiz ederken koentegrasyon testi kullanılması gerekir.

Durağanlık düzeyleri farklı olan zaman serilerine koentegrasyon analizinin yapılamama sorununa Pesaran ve Shin (1995) ve Pesaran vd. (2001) tarafından geliştirilen ARDL (Autoregressive Distributed Lag) yaklaşımı çözüm olmaktadır. Bu yaklaşım, değişkenlerin durağanlık derecelerine dikkat etmeden değişkenler arasındaki koentegrasyon ilişkisinin var olup olmadığını araştırmaktadır.

ARDL yaklaşımına göre aralarında uzun dönem ilişki tahmin edilen değişkenler aşağıdaki denklemde yer almaktadır.

$$z_t = \mu + \gamma t + \sum_{i=1}^p \phi Z_{t-i} + \varepsilon_t \quad t = 1, 2, 3, \dots$$

$$z_t = [Y_t, X_t]' \quad Y_t : \text{Bağımlı değişken} \quad X_t : \text{Bağımsız (açıklayıcı) değişken}$$

$$\mu = [\mu_y, \mu_x]' \quad \mu: \text{Sabit terim}$$

$$\gamma = [\gamma_y, \gamma_x]' \quad \gamma \text{ ve } \phi : i \text{'nin gecikmeli değerleri için parametre matrisi}$$

t: Lineer trend

$$\varepsilon_t = [\varepsilon_{yt}, \varepsilon_{xt}]' \quad \varepsilon_t: \text{Hata terimleri}$$

Bu durumda Y_t ve X_t serileri I(0) veya I(1) olabilir (Pesaran vd., 2001).

Var (p) tahmini, vektör hata düzeltme modeline (VECM) göre aşağıdaki gibidir.

$$\Delta z_t = a_0 + a_1 t + \Pi z_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \Gamma_i \Delta z_{t-i} + \varepsilon_t \quad t = 1, 2, 3, \dots$$

$$\Delta = 1 - L \quad L = \text{Gecikme sayısı}$$

Γ : Kısa dönem karakteristik matrisi, Π : Uzun dönem çarpım matrisi

Koentegrasyon analizi için ARDL yaklaşımındaki Y_t ve X_t değişkenleri arasındaki ilişkinin kısıtlanmamış hata düzeltme modeline (Unrestricted Error Correction Model-UECM) göre tahmin edilen denklemi aşağıdaki gibi yazılabilmektedir.

$$\Delta Y_t = c_0 + c_1 t + \pi_{yy} Y_{t-1} + \pi_{yx,x} X_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \psi_i \Delta Z_{t-i} + \omega' \Delta X_t + u_t$$

$c_0 \neq 0, c_1 \neq 0$ $c_1 = -(\pi_{yy}, \pi_{yx,x})\gamma$ olan deterministik trend kısıtı önemsiz kabul edilmektedir.

π_{yy} ile $\pi_{yx,x}$: Uzun dönem çarpanları, c_0 : Otonom katsayı, t: Trend değişken

ΔY_t ile ΔX_t : Kısa dönem dinamik yapının gecikmeli değerleri

u_t : Otokorelasyonsuz hata terimi

ARDL yaklaşımı, Y_t ve X_t arasında düzey ilişkisinin varlığını test ederken bu değişkenler arasındaki koentegrasyon ilişkisinin olmadığını da sıfır hipotezi bağlamında F-testini (Wald test) kullanarak göstermektedir.

H_0 ; $\pi_{yy} = 0, \pi_{yx,x} = 0'$ (Sıfır hipotezi)

H_1 ; $\pi_{yy} \neq 0, \pi_{yx,x} \neq 0'$ (Alternatif hipotez) veya

H_1 ; $\pi_{yy} \neq 0, \pi_{yx,x} = 0'$ (Alternatif hipotez) veya

H_1 ; $\pi_{yy} = 0, \pi_{yx,x} \neq 0'$ (Alternatif hipotez)

Kısa dönem ilişkisi, ARDL yaklaşımına göre bir hata düzeltme modeli ile aşağıdaki gibi yazılmaktadır.

$$\Delta Y = a_0 + a_1(\text{hata}_{t-1}) + \sum_{i=1}^m a_{2i}\Delta Y_{t-i} + \sum_{i=1}^m a_{3i}\Delta X_{t-i} + u_t$$

Y: Bağımlı değişken, X: Bağımsız değişken

hata_{t-1} ; Uzun dönem ilişkisinden elde edilen hata terimleri serisinin bir dönem gecikmeli değeridir. Hata düzeltme değişkenin katsayısı olan a_1 , kısa dönemdeki durumun ne kadarının uzun dönemle karşılanabileceğini ifade etmektedir ve işaretinin negatif olması beklenmektedir. Hata düzeltme değişkeninin katsayısının 1'den büyük olması, sistemin dalgalanarak dengeye geldiğini ve bu dalgalanmanın da giderek azalan bir şekilde uzun dönemde dengeye dönüşü sağladığını göstermektedir (Pesaran vd., 2001).

ARDL yaklaşımı ile kısa ve uzun dönem esneklikler de hesaplanabilmektedir. Kısa dönem esneklikler, UECM'deki açıklayıcı değişkenlerin cari dönem farklarına ait katsayılar olarak hesaplanmaktadır (Pesaran vd., 2001).

Koentegrasyon testlerinde gecikme uzunluğunun belirlenmesi, öncelikle en büyük gecikme uzunluğu üzerinden bağımlı değişkenin yalnız kendi gecikmeli değerinin regresyonuna göre tespit edilir ve en küçük kritik değeri sağlayan gecikme sayısı seçilir. Bağımlı değişkenin belirlenmiş gecikme sayısı sabitlenip bağımsız değişkenin tüm gecikmeli değerleriyle regresyon modelleri belirlenir ve yine en küçük kritik değeri sağlayan gecikme sayısı bağımsız değişkenin gecikme sayısı olarak tespit edilir. En küçük gecikme sayısına göre belirlenen modelde eğer otokorelasyon sorunu var ise ikinci en küçük kritik değerin temsil ettiği gecikme sayısı kabul edilir.

ARDL modellerinde uzun ve kısa dönem katsayılarının istikrarının belirlenmesinde Brown vd. (1975) tarafından önerilen CUSUM ve CUSUMQ testlerinden yararlanılmaktadır. CUSUM testi, n gözlem kümesinin kümülatif hata terimlerine göre ve %5 anlamlılık düzeyindeki güven aralığında uzun ve kısa dönem katsayılarının grafiklerini belirlemektedir. Hata terimleri, %5 anlamlılık düzeyini gösteren güven aralığı arasındaysa tahmin edilen katsayıların istikrarlı olduğu söylenebilir. CUSUMQ testi ise, kümülatif hata terimlerinin karelerine göre ve %5 anlamlılık düzeyinde katsayıları değerlendirilmektedir.

Zaman serisi değişkenleri arasında nedensellik ilişkisi araştırmalarında faydalanılan bir analiz şekli de Toda-Yamamoto nedensellik analizidir. Bu analizin tatbik edilmesi iki bölümde olmaktadır. Birinci bölüm, zaman serisi değişkenlerinin maksimum entegrasyon mertebesinin (d) ve gecikme uzunluğunun (k) tayin edilmesini ihtiva eder. VAR yönteminin müsait gecikme yapısının tayin edilmesi için minimum Final Prediction Error (FPE), Akaike Information Criterion (AIC), Schwarz Criterion (SC) ve Hannan-Quin (HQ) ölçütlerinden yararlanılmaktadır (Awokuse, 2003).

VAR (k)'nın seçimi ve entegrasyon mertebesinin (dmax) tayin edilmesiyle, $p = (k+dmax)$ gecikmelerinin toplamı ile VAR modeli tahmin edilebilir. İkinci bölümde, ilk k VAR katsayı matrisine (tüm gecikmiş katsayılarla uygulama yapmadan) Granger nedensellik testine sonuç çıkarmak için standard Wald testi tatbik edilerek $\lambda_{1i} = 0$ ve $\phi_{1i} = 0$ hipotezleri sınanmaktadır (Awokuse, 2003).

Ekonomik büyümeyi temsil eden GSYİH'dan kamu harcamalarına doğru nedensellik ilişkisini gösteren model aşağıdaki gibi tahmin edilmiştir.

$$\ln GSYİH_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^k \alpha_{1i} \ln GSYİH_{t-i} + \sum_{i=k+1}^{d \max} \alpha_{2j} \ln GSYİH_{t-j} + \sum_{i=1}^k \phi_{1i} \ln KH_{t-1} + \sum_{i=k+1}^{d \max} \phi_{2j} \ln KH_{t-j} + \mu_{1t}$$

Kamu harcamalarından GSYİH'ya doğru olan nedensellik modeli de aşağıdaki gibi tahmin edilmiştir.

$$\ln KH_t = \beta_0 + \sum_{i=1}^k \beta_{1i} \ln KH_{t-i} + \sum_{i=k+1}^{d \max} \beta_{2j} \ln KH_{t-j} + \sum_{i=1}^k \delta_{1i} \ln GSYİH_{t-1} + \sum_{i=k+1}^{d \max} \delta_{2j} \ln GSYİH_{t-j} + \mu_{2t}$$

Çalışmada, Türkiye için 1998-2010 dönemine ait üç aylık zaman serileri nominal değerler olarak kullanılmıştır. Çalışmanın verileri, kamu harcamaları ve Gayrisafi Milli Hasıla değişkenlerine ait zaman serisi verilerinden oluşmaktadır. Ekonometrik analiz yapılırken, değişkenlerin nominal değerlerinin logaritmaları alınmış ve Henderson Moving Average Trend Filter yöntemi kullanılarak da mevsimsellikten arındırılmıştır.

1998 – 2010 yılları arasındaki kamu harcamaları ile Gayrisafi Milli Hasıla verileri Türkiye Cumhuriyet Merkez Bankası (TCMB) ve Türkiye İstatistik Kurumu (TÜİK)'nden sağlanmıştır. Gayrisafi Milli Hasıla verileri, Türkiye Cumhuriyet Merkez Bankası (TCMB)'nden üçer aylık veriler şeklinde temin edilirken, kamu harcamaları verileri ise Türkiye Cumhuriyet Merkez Bankası (TCMB) ve Türkiye İstatistik Kurumu (TÜİK)'nden aylık veriler şeklinde alınarak üç aylık veri haline getirilmiştir. Çalışmanın uygulama kısmındaki ekonometrik analizler için E-views 5.1 ve Microfit 4.0 paket programları kullanılmıştır.

III. AMPİRİK SONUÇLAR

1. BİRİM KÖK TESTİ SONUÇLARI

PP birim kök test sonuçlarına göre GSYİH serisinin sabitli(kesikli)-trendsiz modelinde hesaplanan test istatistiği, %5 anlam düzeyinde MacKinnon kritik değerinden mutlak olarak

daha büyük olduğundan birim kökün bulunduğuna dair sıfır hipotezi reddedilmektedir. Yani GSYİH serisinin sabitli(kesikli)-trendsiz modelinde düzey değerinde durağan olduğu ve bütünleşme derecesinin I (0) olduğu görülmektedir.

Kamu harcamaları zaman serisinin PP birim kök testine göre hesaplanan test istatistiği, %5 anlam düzeyinde MacKinnon kritik değerinden mutlak olarak daha küçük olduğundan birim kökün bulunduğuna dair sıfır hipotezi reddedilmez. Yani kamu harcamaları değişkeninin sabitli(kesikli)-trendsiz modelinde düzey değerinde durağan olmadığı, birinci farkında durağan hale geldiği görülmektedir. Kamu harcamaları değişkeninin bütünleşme derecesi de I (1) olmaktadır.

GSYİH ve kamu harcamaları değişkenlerinin birim kök test sonuçları Tablo 2’de gösterilmiştir.

Tablo 2. Phillips-Perron Birim Kök Testi Sonuçları

Değişkenler	PP Test istatistiği (Düzy)		PP Test istatistiği (Birinci Fark)		
	Sabitli	Sabitli ve Trendli	Sabitli	Sabitli ve Trendli	
lnGSYİH	-8,2892 (3)	-1,9784 (5)	-1,9945 (25)	-2,1265 (17)	
lnKH	-2,5697 (3)	-2,4790 (3)	-3,0284 (15)	-2,7766 (15)	
Anlamlılık Düzeyi	%1	-3,5713	-4,1567	-3,5745	-4,1611
	%5	-2,9225	-3,5043	-2,9238	-3,5064
	%10	-2,5992	-3,1818	-2,5999	-3,1830

*Optimal gecikme uzunluğu Bartlett Kernel göre hesaplanmış olup parantez içinde gösterilmiştir.

2. KOENTTEGRASYON (EŞBÜTÜNLEŞME) TESTİ SONUÇLARI

Koentegrasyon (eşbütünleşme) testinin yapılabilmesi için çalışmadaki değişkenlerin koentegrasyon derecesinin belirlenmesi gerekir. Birim kök test sonuçları incelendiğinde değişkenlerin bütünleşme derecelerinin farklı olduğu ortaya çıkmaktadır.

Çalışmamızda oluşturduğumuz modeldeki değişkenlerden GSYİH düzeyde durağan yani I(0) iken, kamu harcamaları değişkeni ise birinci farkında yani I(1) durağan hale gelmektedir. Bu durum, Engle-Granger ve Johansen koentegrasyon testlerinin uygulanmasına müsait değildir.

Bütünleşme dereceleri aynı olmayan değişkenlere ait zaman serilerinde koentegrasyon (eşbütünleşme) ilişkisinin araştırılmasında, Pesaran ve Shin (1995), Pesaran vd. (1996) ile Pesaran vd. (2001) tarafından geliştirilen ARDL (Autoregressive Distributed Lag) yaklaşımı kullanılmaktadır.

Çalışmamızda yer alan farklı bütünleşme derecelerine sahip GSYİH ve kamu harcamaları değişkenleri için koentegrasyon (eşbütünleşme) ilişkisi, ARDL yaklaşımına göre analiz edildiğinde hesaplanan t istatistiğinin %1 anlamlılık seviyesinde Pesaran vd. (2001) kritik değerler tablosundaki üst kritik değerini aştığı görülmektedir. Bu durumda iki değişken arasında bir koentegrasyon ilişkisinin olduğu görülmektedir.

Tablo 3’de GSYİH ve kamu harcamaları değişkenleri için koentegrasyon ilişkisinin ARDL yaklaşımına göre sonuçları yer almaktadır.

Tablo 3. GSYİH ve Kamu Harcamaları Değişkenleri İçin Koentegrasyon (Eşbütünleşme) İlişkisinin ARDL Yaklaşımına Göre Sonuçları

Bağımsız Değişken Sayısı (k)	F İstatistiği	%1 Anlamlılık Seviyesinde Kritik Değerler	
		Alt Sınır I(0)	Üst Sınır I(1)
1	6.63 (0.004)	4.94	5.58

*Kritik değerler, ‘Pesaran, M. H, Shin, Y. ve Smith, R. J. (2001). Bounds Testing Approaches to the Analysis of Level Relationships. *Journal of Applied Econometrics*, 16(3), 289-326’ isimli makaledeki C1.ii tablodan alınmıştır.

*Parantez içindeki değer P-olasılık olarak ifade edilmektedir.

Değişkenler arasında bir koentegrasyon (eşbütünleşme) olması nedeniyle uzun ve kısa dönem ilişkilerinin belirlenmesi için ARDL modeli oluşturulabilmektedir. ARDL modelinin oluşturulması için öncelikle maksimum gecikme uzunluğunun belirlenmesi gerekmektedir. Maksimum gecikme uzunluğunun nasıl belirlendiği Tablo 4’de gösterilmiştir.

Tablo 4. Maksimum Gecikme Uzunluğunun Belirlenmesi

Gecikme Sayısı (m)	AIC	SBC	HQ
0	3.167215	3.250804	3.197653
1	-5.478288	-5.227521	-5.386973

Kamu Harcamaları-Ekonomik Büyüme: Türkiye Üzerine bir Uygulama
Huriye Gonca Diler

2	-6.830933	-6.412989	-6.678741
3	-8.255001	-7.669879	-8.041932
4	-8.735118*	-7.982818*	-8.461172*
5	-8.711306	-7.791828	-8.376483

* Maksimum gecikme uzunluğunu sağlayan en küçük kritik değer

Maksimum gecikme uzunluğu 4 olarak Akaike (AIC), Schwarz Bayesian (SBC) ve HQ kriterlerine göre ortak şekilde belirlenmiştir. Maksimum gecikme uzunluğunun 4 olarak tespit edilmesiyle GSYİH değişkeninin 4 gecikmeli değerleri ile kamu harcamaları değişkenine ait ARDL (4,0) modeli tahmin edilmiştir. Tahmin edilen modele ait sonuçlar Tablo 5’de verilmiştir.

Tablo 5. ARDL (4,0) Modelinin Tahmin Sonuçları

Değişkenler	Katsayı	T İstatistiği
C	0.43534	3.1385 (0.003)
$\ln GSYİH_{t-1}$	2.4995	16.89022 (0.000)
$\ln GSYİH_{t-2}$	-2.7961	-8.5870 (0.000)
$\ln GSYİH_{t-3}$	1.6648	5.1719 (0.000)
$\ln GSYİH_{t-4}$	-0.38468	-2.7373 (0.009)
$\ln KH_t$	0.0027917	3.1385 (0.003)

*Parantez içindeki değer P-olasılık olarak ifade edilmektedir.

Modelin uzun dönem katsayıları, beklenen işaretlere sahip ancak istatistiksel olarak anlamlı değildir. Tahmin edilen ARDL (4,0) modelinin uzun dönem hesaplanan katsayıları Tablo 6’da verilmiştir.

Tablo 6. ARDL (4,0) Modelinin Uzun Dönem Hesaplanan Katsayıları

Değişkenler	Katsayı	T İstatistiği
C	26.3324	6.8967 (0.000)
$\ln KH$	0.16887	1.2933 (0.204)

*Parantez içindeki değer P-olasılık olarak ifade edilmektedir.

Uzun dönem katsayılarının hesaplanmasından sonra ARDL (4,0) modeline ilişkin tanısal istatistikler Tablo 7’de verilmiştir.

Tablo 7. ARDL (4,0) Modelinin Tanısal İstatistikleri

$R^2 = 0.99991$	$\bar{R}^2 = 0.99989$	F İstatistiği = 82898.7
-----------------	-----------------------	----------------------------

$\chi_{BGAB}^2 (4) = 4.2070$ (0.379)	$\chi_{RRKH}^2 (1) = 1.4421$ (0.230)	$\chi_{JBN}^2 (2) = 1.1118$ (0.574)	$\chi_{WDV}^2 (1) = 0.82029$ (0.365)
---	---	--	---

*Parantez içindeki değer P-olasılık olarak ifade edilmektedir.

χ_{BGAB}^2 : Breusch-Godfrey ardışık bağımlılık (LM Testi)

χ_{RRKH}^2 : Ramsey regresyonda model kurma hatası

χ_{JBN}^2 : Jarque-Bera normallik

χ_{WDV}^2 : White değişen varyans sınaması

GSYİH ve kamu harcamaları değişkenleri arasındaki kısa dönem ilişki ise ARDL yaklaşımında hata düzeltme modeli ile ortaya konulmaktadır. Maksimum gecikme uzunluğu yine 4 olarak Akaike (AIC), Schwarz Bayesian (SBC) ve HQ kriterlerine göre ortak şekilde belirlenmiştir. Maksimum gecikme uzunluğunun 4 olarak tespit edilmesiyle GSYİH değişkeninin gecikmeli değerleri ile kamu harcamaları değişkenine ait ARDL (4,0) hata düzeltme modeli tahmin edilmiştir. Tahmin edilen hata düzeltme modeline ait sonuçlar Tablo 8'de verilmiştir.

Tablo 8. ARDL (4,0) Hata Düzeltme Modelinin Kısa Dönem İlişisini Gösteren Sonuçları

Değişkenler	Katsayı	T İstatistiği
C	0.43534	3.1385 (0.003)
$\Delta \ln GSYİH_{t-1}$	1.5160	10.5411 (0.000)
$\Delta \ln GSYİH_{t-2}$	-1.2801	-6.8389 (0.000)
$\Delta \ln GSYİH_{t-3}$	0.38468	2.7373 (0.009)
$\Delta \ln KH_t$	0.0027917	1.1606 (0.253)
ECM_{t-1}	-0.016532	-3.31361 (0.002)

Kremers vd. (1992)'ne göre hata düzeltme teriminin (ECM_{t-1}) gecikmeli beklenen değerinin negatif işarete sahip ve anlamlı olması, ele alınan dönemde dengeden herhangi bir şekilde sapmanın gelecek dönemde düzeltilecek olduğunu göstermektedir. Modelimizde hata düzeltme teriminin katsayısı -0.016532 şeklinde bulunmuştur. Katsayının işareti negatif ve %5'de anlamlıdır. Dolayısıyla hata düzeltme teriminin katsayısına göre kısa dönemde meydana gelecek dengesizliğin ancak yaklaşık %0.2'si uzun dönemde düzeltilebilecektir.

Tablo 6'daki ARDL (4,0) hata düzeltme modelinin kısa dönem ilişkisini gösteren sonuçlara göre hata düzeltme modeli aşağıdaki gibi yazılabilmektedir.

$$ECM = \ln GSYİH - 0.16887 * \ln KH - 26.3324 * C$$

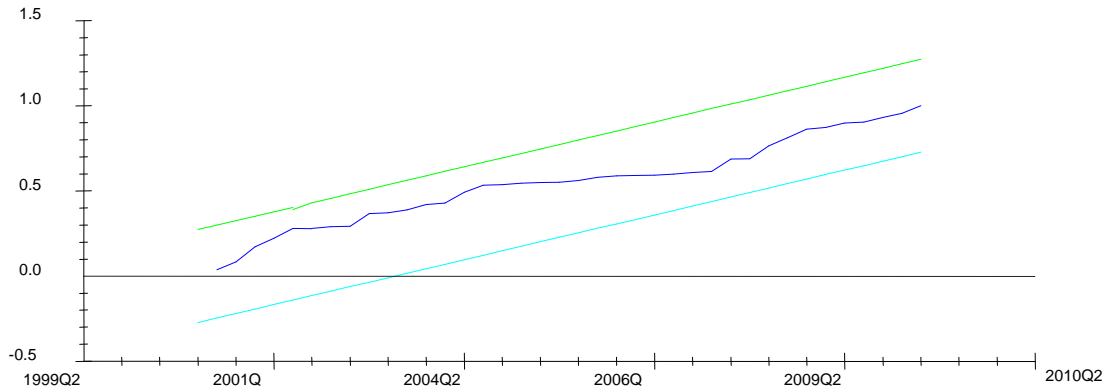
ARDL (4,0) hata düzeltme modelinin katsayılarının hesaplanarak modelin oluşturulmasından sonra ARDL (4,0) hata düzeltme modeline ilişkin tanısal istatistikler de Tablo 9'da verilmiştir.

Tablo 9. ARDL (4,0) Hata Düzeltme Modelinin Tanısal İstatistikleri

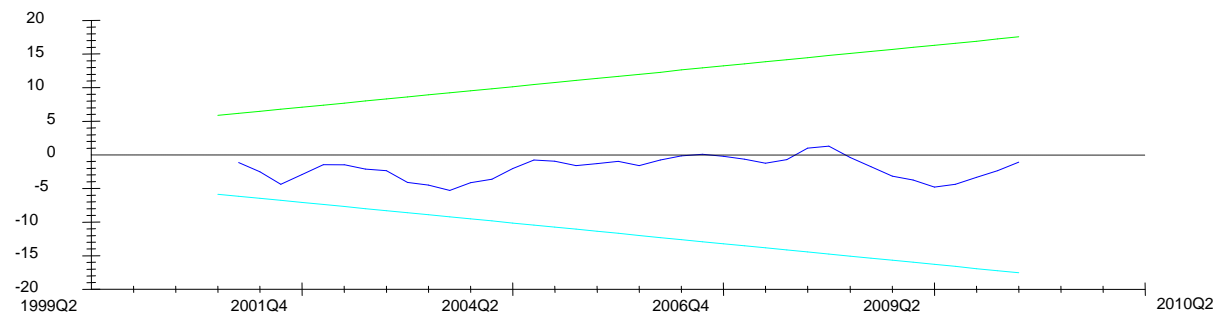
$R^2 = 0.96945$	$R^2 = 0.96553$	F İstatistiği = 247.5278
-----------------	-----------------	--------------------------

Öte yandan değişkenlerin uzun dönem parametrelerinin istikrarını analiz ederken, kısa dönem dinamiklerinin de ele alınması gerekmektedir. Bunun için kısa dönem dinamiklerine ait hata düzeltme teriminin hesaplanmasında kullanılan uzun dönem katsayılarının istikrarının analiz edilmesinde CUSUM ve CUSUMQ testleri de yapılmıştır. CUSUM ve CUSUMQ testleri, Tablo 7'deki model sonuçları kullanılarak yapılmıştır.

Grafik 1. CUSUM Test İstatistik Sonucu



Grafik 2. CUSUMQ Test İstatistik Sonucu



CUSUM ve CUSUMQ testlerinin sonuçlarını gösteren grafikler incelendiğinde, değişkenlerin kısa dönem dinamiklerine ait hata teriminin oluşturulmasında kullanılan uzun dönem katsayıları %5 anlamlılık düzeyini belirten sınırlar içinde kalmaktadır. Çalışmada ele alınan dönem itibariyle kamu harcamaları ve GSYİH değişkenlerinin uzun dönem katsayılarının istikrarlı olduğu sonucu ortaya çıkmaktadır.

3. TODA-YAMAMOTO NEDENSELLİK TESTİ SONUÇLARI

Çalışmamızda Toda-Yamamoto nedensellik testinin ilk aşaması olarak GSYİH ve kamu harcamaları verilerinin düzey değerleri kullanılarak standart VAR modeli belirlenmiştir. VAR modeli belirlenirken gecikme uzunluğunun seçiminde Akaike (AIC), Schwarz Bayesian (SBC) ve Hannan ve Quinn (HQC) bilgi kriterleri dikkate alınmıştır. Bilgi kriterleri 4 gecikmeyi gösterdiği için standart VAR modelinin gecikme uzunluğu da 4 olarak belirlenmiştir.

Toda-Yamamoto nedensellik testinin ikinci aşamasında ise değişkenlere ait zaman serilerinden GSYİH I(0) iken kamu harcamaları I(1) olduğu için entegrasyon derecesi (dmax) 1 olarak belirlenmiştir. Entegrasyon derecesi (dmax), standart VAR modeline ilişkin gerçek gecikme uzunluğu 4'ten küçüktür. Dolayısıyla standart VAR modeline entegrasyon derecesi (dmax) ilave edilerek gecikme uzunluğu 5'e yükselmiştir.

Gecikme uzunluğu değiştirilerek oluşturulan yeni VAR modeli Seemingly Unrelated Regression (SUR) yöntemi ile tahmin edilmiştir. SUR yönteminin kullanılmasının nedeni, model tahmini kısmında tahmin edilen nedensellik analizine yönelik denklemlerin hata terimlerindeki heteroskedastiteyi (değişen varyans) ve hata terimleri arasındaki korelasyonu (otokorelasyon) dikkate almasıdır.

Yukarıdaki açıklamalardan sonra kamu harcamaları ile GSYİH değişkenleri için Toda-Yamamoto nedensellik testinin sonuçları Tablo 10'da gösterilmiştir.

$\Phi_{1i} = 0$ ve $\delta_{1i} = 0$ hipotezleri MWald testi ile analiz edilmiş ve değişkenler arasındaki nedenselliğin yönü belirlenmeye çalışılmıştır. Ekonomik büyümeyi temsil eden GSYİH'den kamu harcamalarına ve kamu harcamalarından GSYİH'ya nedensellik olmadığını savunan hipotezler kabul edilmiştir. Yani GSYİH'den kamu harcamalarına ve kamu harcamalarından GSYİH'ya bir nedensellik ilişkisi yoktur. Dolayısıyla GSYİH'da meydana gelebilecek bir değişiklik kamu harcamalarını değiştirmezken, kamu harcamalarındaki bir değişikliğin de GSYİH'yı etkilemediği sonucu ortaya çıkmıştır.

Tablo 10. Toda-Yamamoto Nedensellik Testinin Sonuçları

Bağımlı Değişken	MWald Test İstatistikleri		Nedensellik Yönü
	$\ln GSYİH_t$	$\ln KH_t$	
$\ln GSYİH_t$	-	5.669 (0.3398)	$\ln GSYİH_t \not\rightarrow \ln KH_t$
$\ln KH_t$	6.962 (0.2235)	-	$\ln KH_t \not\rightarrow \ln GSYİH_t$

*Tabloda verilen istatistikler, χ^2 değerleridir. Parantez içindeki değerler ise P-olasılık değerleridir.

SONUÇ

Kamu harcamaları ile ekonomik büyüme arasındaki ilişkiyi araştıran ampirik çalışmalar, ülkelerin gelişmişlik düzeyine göre farklı sonuçlar ortaya çıkarmaktadır. Yapılan ampirik çalışmaların sonuçlarına göre gelişmekte olan ülkelere gelişmeye bağlı olarak kamunun işlevinin artması sayesinde kamu harcamalarının da artış gösterdiği ortaya çıkarken, gelişmiş ülkelere ilişkin çalışmalarda ise, bu durum tam ters şekilde meydana gelmektedir.

Çalışmamızda, Türkiye'nin 1998-2010 yıllarını kapsayan dönemine ait kamu harcamaları ile ekonomik büyümenin üçer aylık verileri arasındaki ilişkiyi inceleyen ARDL (Autoregressive Distributed Lag) yaklaşımı ve Toda-Yamamoto nedensellik testi kullanılmıştır.

Türkiye'de 1998-2010 döneminde kamu harcamaları ile GSYİH arasında eşbütünleşme bulunmuş fakat kamu harcamalarından GSYİH'ya ya da GSYİH'dan kamu harcamalarına doğru bir nedensellik ilişkisinin olmadığı ortaya çıkmıştır.

İncelenen dönem için kamu harcamalarının Türkiye'de önemli bir politika aracı olmadığı sonucuna ulaşılmıştır. Çalışmamızda kullandığımız ekonometrik yöntemlerin sonuçlarına bakarak Türkiye ekonomisinin büyümesi için sadece kamu harcamalarının artırılmasının yeterli olamayacağı kanısına varılmıştır.

KAYNAKÇA

- [1] Arısoy, İ. (2005). ‘Türkiye’de Kamu Harcamaları Ekonomik Büyüme İlişkisi 1950-2005’. Ç.Ü. Sosyal Bilimler Enstitüsü Dergisi, 14(2), 63-80
- [2] Awokuse, T.O. (2003). ‘Is the Export-Led Growth Hypothesis Valid For Canada?’ Canadian Journal of Economics, Cilt No: 36, Sayı: 1, 2003, 126-136
- [3] Bağdigen, M. ve Beşer, B. (2009). ‘Ekonomik Büyüme ile Kamu Harcamaları Arasındaki Nedensellik İlişkisinin Wagner Tezi Kapsamında Bir Analizi: Türkiye Örneği’. Z.K.Ü. Sosyal Bilimler Dergisi, 5(9), 1-17
- [4] Bağdigen, M. ve Çetintaş, H. (2003). ‘Causality Between Public Expenditure and Economic Growth: The Turkish Case’. Journal of Economic and Social Research, 6(1), 1-18
- [5] Bakış, O., Jobert, T. ve Tuncer, R. (2008). ‘Kamu Harcamaları ve Büyüme, Zaman Serileri Analizi’. Betam ve Açık Toplum Enstitüsü Yayını, 81-104
<http://www.betam.bahcesehir.edu.tr/UserFiles/File/ProjeSon.pdf>
- [6] Brown, R. L., Durbin J. ve Evans J. M. (1975). ‘Techniques For Testing The Constancy of Regression Relations Overtime’. Journal of the Royal Statistical Society, 37(13), 149-163
- [7] Demirbaş, S. (1999). ‘Cointegration Analysis - Causality Testing and Wagner’s Law: The Case of Turkey, 1950-1990’. <http://www.econturk.org/safaabi.pdf> (22.05.2010)
- [8] Günaydın, İ. (2000). ‘Türkiye için Wagner ve Keynes Hipotezlerinin Testi’. İktisat İşletme ve Finans Dergisi, 175, 70-8
- [9] Halıcıoğlu, F. (2003). ‘Testing Wagner’s Law for Turkey: 1960-2000’. Review of Middle East Economy and Finance, 1(2), 129-140
- [10] Işık, N. ve Alagöz, M. (2005). ‘Kamu Harcamaları ve Büyüme Arasındaki İlişki’. Erciyes Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi, 24, 63-75
- [11] Kremers, J. J. M., Ericsson, M.L. ve Dolada J. (1992). ‘The Power of Cointegration Tests’. Oxford Bulletin of Economic and Statistic, 54, 325-348
- [12] Krzyzaniak, M. (1974). ‘Government Expenditures, The Revenue Constraint, and Wagner’s Law The Case of Turkey’. Growth & Change, 5(2), 13-19
- [13] Mohammadi, H., Cak, M. ve Cak, D. (2008). ‘Wagner’s Hypothesis: New Evidence From Turkey Using The Bounds Testing Approach’. Journal of Economic Studies, 35(1), 94-106
- [14] Önder, İ. (1974). ‘Türkiye’de Kamu Harcamalarının Seyri: 1927-1967’. İstanbul: İstanbul Üniversitesi Yayınları, No: 1925

- [15] Pesaran, M. H., ve Pesaran, B. (1997). 'Working with Microfit 4.0, Interactive Econometric Analysis'. Oxford: Oxford University Press
- [16] Pesaran, H. ve Shin, Y. (1995). 'Autoregressive Distributed Lag Modelling Approach to Cointegration Analysis'. University of Cambridge DAE Working Paper Series, 9514
- [17] Pesaran, M. H, Shin, Y. ve Smith, R. J. (2001). 'Bounds Testing Approaches to the Analysis of Level Relationships'. Journal of Applied Econometrics, 16(3), 289-326
- [18] Phillips, P., Perron, P. (1988). 'Testing for a Unit Root in Time Series Regression'. Biometrika, 75(2), 335-346
- [19] Sarı, R. (2003). 'Kamu Harcamalarının Dünyada ve Türkiye'deki Gelişimi ve Türkiye'de Ulusal Gelir ile İlişkisi'. İktisat, İşletme ve Finans Dergisi, 209(Ek), 25-38
- [20] Selen, U. ve Eryiğit, K. (2009). 'Yapısal Kırılmaların Varlığında Wagner Kanunu Türkiye için Geçerli Mi?'. Maliye Dergisi, 156, 177-198
- [21] Şimşek, M. (2004). 'Türkiye'de Kamu Harcamaları ve Ekonomik Büyüme, 1965-2002'. Atatürk Üniversitesi İİBF Dergisi, 18(1/2), 37-52
- [22] Terzi, H. (1998). 'Kamu Harcamaları ve Ekonomik Kalkınma İlişkisi Üzerine Ekonometrik Bir İnceleme'. İktisat, İşletme ve Finans Dergisi, 13(142), 67-78
- [23] Ulusoy, A. ve Zengin, A. (1998). 'Türkiye'de Kamu Ekonomisi ve Mali Kriz'. XII. Türkiye Maliye Sempozyumu Bildiri Kitabı, İ. Ü. Maliye Bölümü Yayınları No: 83
- [24] Yamak, R. ve Zengin, A. (1996). 'Kalman Filtre Yöntemi ve Wagner Yasası'. DİE Araştırma Sempozyumu. http://www.rahmiyamak.net/downloads.php?cat_id=20.
- [25] Yamak, N. ve Küçükkale, Y. (1997). 'Türkiye'de Kamu Harcamaları Ekonomik Büyüme İlişkisi'. İktisat İşletme Finans Dergisi, 12(131), 5-14
- [26] Yıldırım, Z. R. (1994). 'Türkiye'de Gayrisafi Milli Hasıla ile Kamu Harcamaları Arasında Nedensellik İlişkisi'. Dokuz Eylül Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi, 9(1), 25-40