

Türkiye’de Adalet Harcamalarının Ekonomik Büyüme Üzerindeki Etkileri

Fatih DEYNELİ
fdeyneli@pau.edu.tr

Effects of Justice Expenditure on Economic Growth in Turkey

Abstract

This study is aimed to investigate effects of justice expenditure on economic growth. In the literature economic effects of public expenditure are evaluated in the frame of Wagner Law and Keynesian hypothesis. In this study relationship between justice expenditure and GDP in Turkey (1968-2006) will be evaluated by using Johansen integration and Granger causality analysis. While GDP is used as dependent variable, domestic private investment, defense expenditure and justice expenditures are used as explanatory variables at formulated equation according to Keynesian model. According to Granger causality test there is no causality relation between GDP and justice expenditure in Turkey.

Keywords : Justice Expenditure, Economic Growth, Public Expenditure.

JEL Classification Codes : H5.

Özet

Bu çalışma, Türkiye’de adalet harcamalarının ekonomik büyümeye üzerindeki etkilerini araştırmayı amaçlamaktadır. Literatürde kamu harcamalarının ekonomik etkileri, Wagner Kanunu ve Keynes Hipotezi çerçevesinde değerlendirilmektedir. Bu çalışmada, 1968–2006 döneminde Türkiye’de adalet harcamaları ile GSYİH arasındaki ilişki Johansen eş-bütünleşme ve Granger nedensellik analizi kullanılarak değerlendirilecektir. Keynesyen büyüme modeline göre kurulan denklemde GSYİH, bağımlı değişken olarak kullanılırken, yurt içi özel yatırımlar, savunma harcamaları ve adalet harcamaları ise açıklayıcı değişkenler olarak kullanılmıştır. Granger nedensellik testi sonuçlarına göre; Türkiye’de adalet harcamaları ile GSYİH arasında nedensellik ilişkisi bulunmamaktadır.

Anahtar Sözcükler : Adalet Harcamaları, Ekonomik Büyüme, Kamu Harcamaları.

1. Giriş

Kamu harcamaları verimli ve verimsiz harcamalar olarak ikiye ayrılmaktadır. Verimli harcamalar ekonomiyi olumlu yönde etkilerken, verimsiz harcamalar ise ekonomiyi olumsuz yönde etkilemektedir. Mülkiyet haklarının korunabilmesi açısından kamu düzenine yönelik harcamalar da verimli harcamalar arasında yer almaktadır (Barro, 1990: 116–120). Bu kapsamda, adalet hizmetlerinin sunumu da bir kamu harcaması gerektirmektedir. Adalet genel olarak ekonomiyi bir harcama kalemi olarak ve adalet hizmeti sunumu sonrası verilen kararlar aracılığı ile etkiler. Bu iki etki adaletin doğrudan ve dolaylı etkileri olarak tanımlanabilir.

Kamu harcamalarının ekonomik etkileri iki farklı hipotez çerçevesinde incelenmektedir. Bunlardan birincisi, kamu harcamalarını politik bir araç gibi kullanıp ekonomik büyümeyi etkileyebilen bir dışsal değişken olarak ele alan Keynes hipotezidir. İkincisi ise, kamu harcamalarını içsel bir faktör olarak veya bir çıktı olarak ele alan bu yüzden milli gelirin büyümesine neden olmayan Wagner kanunudur (Ansari vd., 1997: 543).

Literatürde kamu harcamalarının ekonomik etkilerini Keynes ve Wagner hipotezi çerçevesinde inceleyen farklı çalışmalar yer almaktadır. Çalışmalarda Keynes hipotezini destekler sonuçlar, Wagner kanunu destekler sonuçlar ve her ikisini de destekleyen çift yönlü sonuçlar görülmektedir. Gelişmiş ve gelişmekte olan ülkeler için yapılan birçok çalışmada sonuçlar ülkeden ülkeye hatta aynı ülke için çalışmadan çalışmaya farklılık gösterebilmektedir. Bunun nedenleri, verilerin niteliği ve niceliği, testlerin prosedürleri ve dönem aralıkları, ekonometrik spesifikasyon ve ihmal edilen değişkenler şeklinde sıralanabilir (Biswal vd., 1999: 1283).

Ansari vd. (1987) yaptıkları çalışmada Gana, Kenya ve Güney Afrika’da kamu harcamaları ile milli gelir arasındaki uzun dönemli ilişkiyi incelemişlerdir. Çalışma sonucunda üç Afrika ülkesi için Keynes hipotezini destekleyen sonuçlar elde edilmiştir. Samudram vd. (2009) 1970–2004 yıllarını kapsayan çalışmada, Malezya’da kamu harcamaları ile ekonomik büyüme arasındaki ilişkiyi Wagner Kanunu ve Keynes hipotezlerine göre incelemiştir. Analiz sonucuna göre; yönetim ve sağlık için yapılan harcamaların ekonomik büyümeyi çift yönlü etkilediği sonucuna ulaşmıştır. Dritsakis vd. (2004) Yunanistan için yaptıkları ve 1960–2001 yılları arasını kapsayan çalışmada kamu harcamaları ile GSYİH hâsıla arasında Wagner Kanununu doğrulayan uzun dönemli ilişki tespit etmişlerdir.

Ateşoğlu (2009) ABD için yaptığı çalışmada savunma harcamalarının GSYİH üzerinde Keynes hipotezini destekleyen pozitif etkileri olduğunu belirlemiştir. Akçoraoğlu (1999) 1955–1995 yıllarını kapsayan çalışmasında, Türkiye’de Keynesci kamu harcamaları ve ekonomik büyüme arasındaki ilişkiyi araştırmıştır. Analizde reel kamu

harcamaları ve reel GSMH değişkenlerinin logaritmik formları kullanılmıştır. Eşbütünleşme analizi ve hata düzeltme modelini kullandığı analiz sonucunda ise Keynes hipotezini destekleyen deneysel bulgulara ulaşamamıştır.

Arısoy (2005) 1950–2003 dönemi verilerini kullanarak yaptığı çalışmada, Türkiye’de ekonomik büyüme ve toplam kamu harcamalarının yanı sıra bu harcamaların ekonomik tasnife göre ayrıştırılmış çeşitli unsurları arasındaki ilişkiyi incelemiş ve Wagner ve Keynes hipotezlerini analiz etmiştir. Analiz ekonomik tasnife göre gruplandırılmış kamu harcamaları ile ekonomik büyüme arasında ilişki, Wagner Hipotezinin öngördüğü sonuçları destekleyici niteliktedir.

Glass (2009) Amerika Birleşik Devletleri için yaptığı çalışmada kamu düzeni ve güvenlik harcamaları ile ekonomik büyüme ve özel yatırımlar arasındaki ilişkiyi incelemiştir. Çalışmada ilk modelde kamu düzeni ve güvenlik hizmetlerinin birinci düzey fonksiyonel sınıflandırması ile GSYİH ve reel yurt içi özel yatırımlar arasındaki uzun dönemli ilişki incelenmiştir. İkinci modelde ise kamu düzeni ve güvenlik hizmetlerinin ikinci düzey fonksiyonel sınıflandırması ile GSYİH ve reel yurt içi özel yatırımlar arasındaki uzun dönemli ilişkiyi incelemiştir.

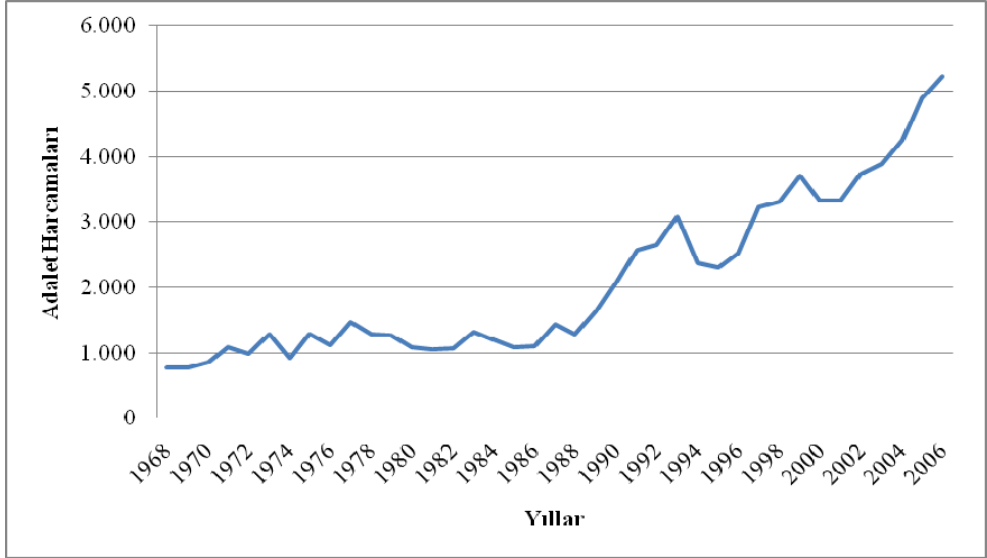
Adalet harcamalarının doğrudan etkisi Wagner hipotezi ile Keynes hipotezi çerçevesinde incelenebilir. Literatürde kamu harcamalarının ekonomik etkilerini iki farklı hipotez çerçevesinde ölçmeyi amaçlayan birçok çalışma yer almakla birlikte, adalet harcamalarının ekonomik etkilerine yönelik literatürde çalışma sayısı sınırlıdır. Bu çalışmada adalet harcamalarının ekonomik büyüme üzerindeki etkisi incelenecektir.

2. Türkiye’de Adalet Harcamalarının Gelişimi

Türkiye’nin adalet hizmetlerine ayırdığı kaynakların boyutu açısından ilk başvuru kaynağı Maliye Bakanlığı’nca yayınlanan konsolide bütçe verileridir. Konsolide bütçe verileri içinde Adalet Bakanlığı’nın harcamaları adalet harcamaları olarak değerlendirilmiştir. Adalet harcamaları kapsamında sadece Adalet Bakanlığı bütçesi ele alınmıştır. Avrupa Etkin Adalet Komisyonu (CEPEJ) diğer ülkeler ve Türkiye için yaptığı analizlerde de Adalet Bakanlığı bütçesini kullanmıştır (Cepej, 2006: 19). 5018 Sayılı Kamu Mali Yönetimi ve Kontrol Kanunu’na göre, adalet harcamaları fonksiyonel olarak 03 kod ile Kamu Düzeni ve Güvenlik Hizmetleri başlığı altında yer almaktadır.

Şekil: 1 Türkiye’de adalet harcamalarının 1968–2006 yılları arasındaki gelişimini göstermektedir. Yıllar itibari ile Türkiye’de adalet harcamaları reel olarak artmıştır. 1988 yılında adalet harcamaları artmaya başlamış ve 1993 yılına kadar bu artış devam etmiştir. 1995 yılına kadar düşüş eğiliminde olan adalet harcamaları, 1995 yılından 1999 yılına kadar yükselmiştir. 2000 ve 2001 yıllarında tekrar düşen adalet harcamaları 2002 yılından 2006 yılına kadar yükseliş trendi göstermiştir.

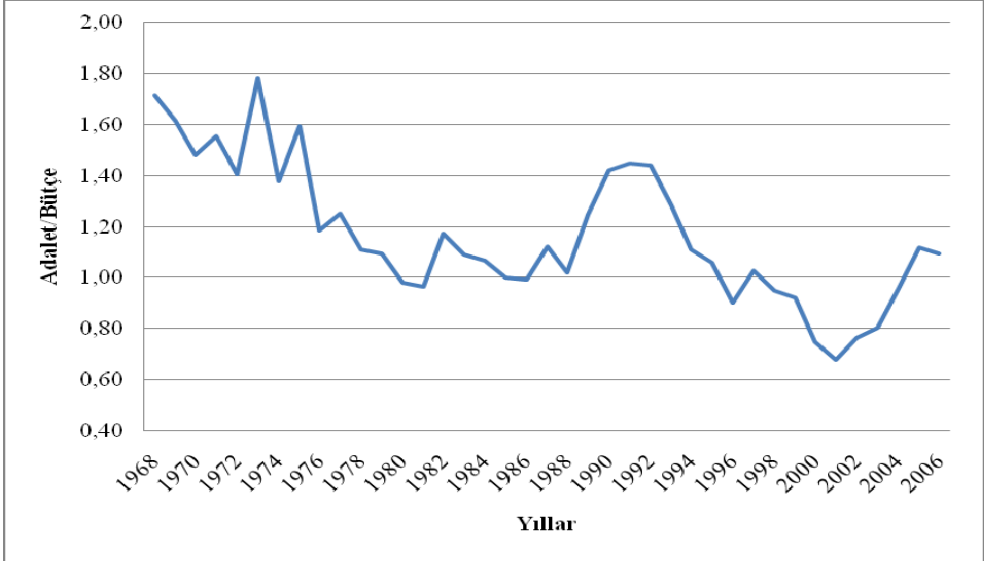
Şekil: 1
Türkiye’de Adalet Harcamaları (Reel 1987=100, Milyon TL)



Kaynak: Maliye Bakanlığı.

Şekil: 2 1968–2006 yılları arasında, Türkiye’de adalet harcamalarının bütçe içindeki payını göstermektedir. 1968–2006 yılları arasında adalet harcamaları reel olarak artış gösterirken, adalet harcamalarının konsolide bütçe içinden aldığı pay azalış göstermektedir. Adalet harcamaları 1968 yılında konsolide bütçeden 1,72 oranında pay alırken, bu oran 2006 yılında 1,09’a düşmüştür. Reel adalet harcamaları artış trendinde olmasına rağmen adalet harcamalarının konsolide bütçeden aldığı payın düşüş trendinde olması, bütçede yer alan adalet dışındaki harcamaların adalet harcamalarından daha fazla arttığını göstermektedir.

Şekil: 2
Türkiye’de Adalet Harcamalarının Konsolide Bütçe İçindeki Payı (%)



Kaynak: Maliye Bakanlığı.

Türkiye’de 1968–2006 yılları arasında adalet harcamaları bütçeden ortalama %1 oranında pay almıştır. CEPEJ (2008) verilerine göre; Avrupa ülkelerinde adalet harcamalarına bütçeden en fazla pay ayıran ülke %3,07 ile Yunanistan’dır. Norveç ise %0,34 ile adalet harcamalarına bütçeden en az pay ayıran ülkedir. Hırvatistan, Bosna Hersek ve Polonya’da adalet harcamalarının payı %2’nin üzerindedir. İngiltere bütçeden adalet harcamalarına %0,65 oranında, Almanya ise %1,25 oranında pay ayırmaktadır.

3. Ekonometrik Yöntem

Zaman serisi kullanan regresyonlar yüzeysel olarak iyi görünse bile, R^2 değerinin Durbin-Watson d değerinden büyük olması durumunda bu regresyona düzmece regresyon denilmektedir. Düzmece veya sahte regresyon kavramı Granger ve Newbold tarafından ortaya atılmıştır. İki değişken, örneğin Y serisi I(d), başka bir X serisi I(d) ise ve d aynı değer ise bunlar eş-bütünleşik olabilirler. Bu durumda iki değişkenin regresyonu düzmece regresyon değildir (Gujarati, 726: 1999). Eş-bütünleşme (kointegrasyon) için popüler yöntem, bütünleşme derecesi tanımlamak için ADF testlerini kullanarak birim kök sınaması yapılması ve daha sonra Engle ve Granger’ın iki aşamalı prosedürün uygulanmasıdır. (David ve Moghadam, 545: 1993).

Engle-Granger (1987), yaklaşımına çeşitli eleştiriler getirilmiştir. Bu eleştirilerdeki sorunları gidermek için çeşitli metotlar geliştirilmiştir (Enders, 385: 1995). Bu metotlardan biri ve de yaygın olarak kullanılanı ise Johansen eş-bütünleşme yaklaşımıdır. Johansen eş-bütünleşme yaklaşımı için şu VAR(p) modelini ele alalım.

$$X_t = A_1 X_{t-1} + A_2 X_{t-2} + \dots + A_p X_{t-p} + u_t \quad u_t \sim \text{IIDN}(0, \sigma^2) \quad (1)$$

X_t ($k \times 1$) boyutlu bir veri matrisi A_i ’ ler ise parametreler matrisi olsun. Bu p. dereceden VAR modeli Vektör Hata Düzeltme Modeli şeklinde şu şekilde ifade edilebilir:

$$\Delta X_t = \Gamma_1 \Delta X_{t-1} + \dots + \Gamma_{p-1} \Delta X_{t-p+1} + \Pi X_{t-1} + u_t \quad (2)$$

VAR’ın derecesi p iken VECM’in derecesi p-1.dir. Burada

$$\Gamma_i = -(A_{i+1} + \dots + A_p) \quad (i=1, 2, \dots, p-1), \quad \Pi = -(I_k - A_1 - A_2 - \dots - A_p) \quad (3)$$

ΔX_t ’nin stokastik trend göstermediği yani durağan olduğu varsayıldığından $X_t \sim I(1)$ dir. Yani en fazla birinci dereceden bütünüştür. Tahmin edilen VHDM parametrelerinden yararlanarak orijinal VAR parametreleri şöyle bulunabilir.

$$A_1 = \Gamma_1 + \Pi + I_k \quad A_i = \Gamma_i - \Gamma_{i-1} \quad i=2, \dots, p-1 \quad \text{ve} \quad A_p = -\Gamma_{p-1}. \quad (4)$$

Π matrisi $\Pi = \alpha\beta'$ şeklinde ayrıştırılabilir. Burada α matrisi dengeden sapmaların ne kadar hızlı düzeltildiği göstermekte olup uyum katsayıları (coefficients of adjustments) matrisi ya da yük (loading) matrisi ismini alır. β matrisi ise uzun dönem katsayılar matrisidir. Sistemde sayıları en fazla $k-1$ kadar olabilen eş-bütünleşme ilişkileri β ’nin sütunları tarafından temsil edilecektir.

Yukarıdaki 2 numaralı modele sadece eş-bütünleşme vektörleri girer. Aksi halde hata terimi durağan olmayacaktır. Dolayısıyla β ’nin içinde kaç tane eş-bütünleşme ilişkisinin var olduğunun tespiti α matrisinin hangi sütunlarının sıfır olduğunun tespit edilmesiyle eşdeğerdir. Dolayısıyla bu durumda eş-bütünleşme testi Π matrisinin birbirinden bağımsız maksimum sütun sayısının bulunmasıyla eşdeğerdir. Sistemde en fazla r tane eş-bütünleşme vektörünün olduğu iki test istatistik ile test edilebilir. Bunlardan ilki iz (trace) adını almakta ve şu şekilde ifade edilmektedir (Enders, 392: 1995).

$$\lambda_{\text{trace}}(r) = -T \sum_{i=r+1}^n \ln(1 - \lambda_i) \quad r=0, 1, 2, \dots, (k-2)(k-1) \quad (5)$$

Kullanılan ikinci test istatistiği en büyük özdeğer istatistiği (maximum eigenvalue) adını alır ve şöyle gösterilebilir:

$$\lambda_{\max}(r, r+1) = -Tn(1 - \lambda_{(r+1)}) \quad r=0,1,2,\dots,(k-2)(k-1) \quad (6)$$

Bu testte sıfır hipotezi r tane eş-bütünleşme vektörü vardır şeklindeki alternatif hipotezi $r+1$ tane vardır şeklindedir. Karar kuralı: Hem λ_{trace} hem de λ_{max} istatistiğinde test istatistiği tablo değerinden büyük olursa sıfır hipotezi ret edilir ve değişkenler arasında uzun dönemli bir ilişki olduğu kabul edilir.

Eş-bütünleşme ilişkisi uzun dönemli bir ilişkiyi göstermesine rağmen, değişkenler arasındaki ilişkinin yönünü göstermez. Bunun için Granger nedensellik testinin uygulanması gerekmektedir. Eğer değişkenler durağan değilse ve aralarında bir eş-bütünleşme ilişkisi var ise Granger nedensellik yönü vektör hata düzeltme modeli ile tespit edilir. Formül 7 ve formül 8'de bu durumu göstermektedir (Ghysel vd., 74-76: 2001).

$$\Delta Y_t = \alpha_1 + \beta_1 + \sum_{i=1}^n \beta_2 \Delta Y_{t-i} + \sum_{i=1}^n \beta_3 \Delta X_{t-i} + \sum_{i=1}^n \beta_4 ECT_{t-1} + u_1 \quad (7)$$

$$\Delta X_t = \alpha_2 + \beta_5 + \sum_{i=1}^n \beta_6 \Delta Y_{t-i} + \sum_{i=1}^n \beta_7 \Delta X_{t-i} + \sum_{i=1}^n \beta_8 ECT_{t-1} + u_2 \quad (8)$$

Yukarıdaki eşitliklerde, Δ fark operatörünü, n gecikme uzunluğunu, β tahmin edilmiş parametreleri u_1 ve u_2 otokorelasyonsuz hata terimlerini ve ECT_{t-1} ise eşbütünleşme ilişkisinden sağlanan hata düzeltme terimini göstermektedir. Bu kapsamda analizimizde ilk önce değişkenler arasındaki uzun dönemli ilişki incelenecek daha sonra Granger nedensellik testi ile ilişkinin yönü tespit edilmeye çalışılacaktır.

4. Model ve Veriler

Türkiye'deki adalet harcamaları ve GSYİH arasındaki uzun dönem ilişkisinin tespiti için kullanılan harcama verileri Maliye Bakanlığı Bütçe Gerekçeleri (1986, 1988, 2000, 2007 ve 2008) ile Maliye Bakanlığı Bütçe Gider ve Gelir Gerçekleşmeleri 1924–1995 yayınlarından elde edilmiştir. İdari fonksiyonel ayırım adalet ve savunma harcamaları için esas alınmıştır. GSYİH ve reel yurtiçi özel yatırım verilerine ise DPT Sosyal ve Ekonomik Gösterge'lerde yer alan verilerden yararlanılarak hazırlanmıştır.

Uygulamada kullanılan model Glass (2009)'ın yapmış olduğu çalışmadan alınmış ve modele açıklayıcı değişken olarak savunma harcamaları da eklenmiştir. Çalışmada Keynesyen büyüme modeline göre GSYİH ile adalet harcamalarının arasındaki uzun dönemli ilişki incelenmiştir. Modelde Johansen kointegrasyon yöntemi kullanılarak değişkenler arasındaki uzun dönemli ilişki araştırılmıştır ve Granger nedensellik analizi ile

değişkenler arasındaki nedensellik ilişkisi araştırılmıştır. Modele Akaike bilgi ölçütü kullanılarak uygun gecikme sayısı eklenmiştir.

Tahminlerde kullanılan veriler aşağıdaki şekilde elde edilmişlerdir.

- Adalet Harcamalarının (ADALET) : Maliye Bakanlığı verilerinden elde edilen adalet harcamalarının logaritmik formu.
- Gayri Safi Yurt İçi Hâsıla (GSYİH) : DPT Sosyal ve Ekonomik Göstergeler’den elde edilen GSYİH’nın logaritmik formu.
- Reel Yurtiçi Özel Yatırımlar (YATIRIM): DPT Sosyal ve Ekonomik Göstergeler’den elde edilen reel yurtiçi özel yatırımların logaritmik formu.
- Savunma Harcamaları (SAVUNMA): Maliye Bakanlığı verilerinden elde edilen savunma harcamalarının logaritmik formu.

Bu değişkenler kullanılarak değişkenler arasındaki uzun dönem ilişki Johansen eş-bütüneleşme analizi kullanılarak, ilişkinin yönü ise Granger Nedensellik testi kullanılarak tespit edilmeye çalışılacaktır.

5. Bulgular ve Değerlendirme

Bu çalışmada değişkenlerin durağan olup olmadığını test etmek için Augmented Dickey-Fuller (ADF) testi yapılmıştır. Değişkenlerin birim köke sahip olma konusunda Augmented Dickey-Fuller (ADF) testi yapılmıştır. Buna göre maksimum gecikme oranı 9 olarak seçilmiştir. Test sonuçlarına göre, modelde kullanılan Adalet, GSYİH, Yatırım ve Savunma değişkenlerinin %1, %5 ve %10 düzeylerinde eşik değerleri aşmadığı görülmüştür. Bu sonuçlara göre seriler durağan değildir. Değişkenlerin test sonuçlarının özeti Tablo: 1’de verilmiştir.

Tablo: 1
Değişkenlerin Birim Kök Test Sınaması

Değişkenler	ADF t-Statistic	Prob.*
Adalet Harcamalarının (ADALET)	-0.42869	0.8939
Gayri Safi Yurt İçi Hâsıla (GSYİH)	-0.55605	0.8686
Reel Yurtiçi Özel Yatırımlar (YATIRIM)	-0.92477	0.769
Savunma Harcamaları (SAVUNMA)	-0.76876	0.8155

Ancak modelde kullanılan değişkenlerin birinci farkları alındığında elde edilen test sonuçlarına göre, modelde kullanılan Adalet, GSYİH, Yatırım ve Savunma değişkenlerinin %1, %5 ve %10 düzeylerinde eşik değerleri aştığı görülmüştür. Bu sonuçlara göre seriler durağan haldedir. Değişkenlerin birinci farklarının durağan olması değişkenlerin birinci dereceden eş-bütünleşik olduğunu göstermektedir. Sonuç olarak değişkenler birinci dereceden eş-bütünleşik olan I(1) sürecinde olduğundan Johansen yöntemine göre kointegrasyon (eş-bütünleşme) testine tabi tutulabilir. Farkı alınan değişkenlerin test sonuçlarının özeti Tablo: 2’de verilmiştir.

Tablo: 2
Değişkenlerin Birinci Farklarının Birim Kök Sınaması

Değişkenler Birinci Farkları	ADF t-Statistic	Prob.*
Adalet Harcamalarının (ADALET)	-8.69234***	0.0000
Gayri Safi Yurt İçi Hasıla (GSYİH)	-3.94928***	0.0045
Reel Yurtiçi Özel Yatırımlar (YATIRIM)	-4.82632***	0.0004
Savunma Harcamaları (SAVUNMA)	-2.86499*	0.0598

*** %1, ** %5, * %10 seviyesinde istatistiki olarak anlamlılığı göstermektedir.

Johansen eş-bütünleşme analizinde iz (trace) ve öz değer (maximum eigenvalue) istatistikleri kullanılmaktadır. Bu testlerde sıfır hipotezi r tane eş-bütünleşme vektörü vardır şeklindeken alternatif hipotezi $r+1$ tane vardır şeklindedir.

Karar kuralı: Hem λ_{trace} hem de λ_{max} istatistiğinde test istatistiği tablo değerinden büyük olursa sıfır hipotezi red edilir.

Tablo: 3 eş-bütünleşme analizi sonucunda elde edilen iz istatistiğini, Tablo: 4 ise öz değer istatistiğini göstermektedir. Johansen eş-bütünleşme denklemi, GSYİH ile adalet harcamaları, savunma harcamaları ve reel yurtiçi yatırımlar arasındaki eş-bütünleşmeyi incelemektedir. Dolayısıyla değişkenler arasında uzun dönem ortak bir hareketin olup olmadığı sınanacaktır. Tablo 3’ün birinci ve ikinci sütununda Johansen eş-bütünleşme denkleminde ortaya konan H_0 Hipotezi ve H_1 Hipotezini göstermektedir. H_0 Hipotezi r tane eş-bütünleşme vektörü vardır şeklindeken H_1 Hipotezi $r+1$ tane vardır şeklindedir.

Tablo: 3
Eş-bütünleşme İz İstatistiği

H ₀ Hipotezi	H ₁ Hipotezi	İz (Trace) Test İstatistiği	Kritik Değer %5
r=0	r ≥ 1	67.0448	47.85613***
r=1	r ≥ 2	25.50373	29.79707
r=2	r ≥ 3	9.225762	15.49471
r=3	r ≥ 4	0.317989	3.841466

*** %1 seviyesinde istatistikî olarak anlamlılığı göstermektedir.

Tablonun üçüncü sütunu iz istatistiğini göstermektedir. Hesaplanan iz istatistiği tablonun dördüncü sütununda yer alan %5 anlamlılık düzeyindeki tablo değerinden büyük ise H₀ Hipotezi ret edilecektir. İkinci satırda iz istatistiği 67,0448>47,85613 olduğundan hiç eş-bütünleşme olmadığı hipotezi ret edilecektir. Dolayısıyla en fazla bir denklemde eş-bütünleşme ilişkisi bulunmaktadır.

Tablo: 4
En Büyük Öz Değer İstatistiği

H ₀ Hipotezi	H ₁ Hipotezi	En Büyük Öz Değer (Max Eigenvalue) İstatistiği	Kritik Değer %5
r=0	r=1	41.54107	27.58434***
r≤1	r=2	16.27796	21.13162
r≤2	r=3	8.907774	14.2646
r≤3	r=4	0.317989	3.841466

*** %1 seviyesinde istatistikî olarak anlamlılığı göstermektedir.

İz istatistiğine göre üç tane eş-bütünleşme ilişkisi mevcuttur. Ancak karar kuralı hem iz hem de öz değer istatistiği tablo değerinden büyük olmasıdır. Bunun için en büyük öz değer istatistiğine de bakmak gerekecektir. Tablo: 4 öz değer istatistiklerini göstermektedir. Hesaplanan öz değer istatistiği tablonun dördüncü sütununda yer alan %5 anlamlılık düzeyindeki tablo değerinden büyük ise H₀ Hipotezi ret edilecektir. İkinci satırda öz değer istatistiği 41,54107>27,58434 olduğundan hiç eş-bütünleşme olmadığı hipotezi ret edilecektir. Dolayısıyla en fazla bir denklemde eş-bütünleşme ilişkisi bulunmaktadır.

Değişkenler arasındaki eş-bütünleşme ilişkisi Granger nedenselliğini göstermektedir. Ancak bu eş-bütünleşme ilişkisi bu ilişkinin yönünü göstermemektedir.

Tablo: 5'e göre sadece savunma harcamaları ile GSYİH, yatırım ve adalet harcamalar arasında bir nedensellik ilişkisi mevcuttur. Bu nedensellik savunma ile GSYİH arasında %1 anlamlılık düzeyinde, savunma ile yatırımlar arasında %1 anlamlılık düzeyinde, savunma ile adalet arasındaki ilişki ise %5 anlamlılık düzeyinde gerçekleşmiştir.

Tablo: 5
Granger Nedensellik Test Sonuçları

Değişkenler	Nedensellik
GSYİH → ADALET	Nedensellik Yok
ADALET → GSYİH	Nedensellik Yok
ADALET → YATIRIM	Nedensellik Yok
ADALET → SAVUNMA	Nedensellik Yok
YATIRIM → ADALET	Nedensellik Yok
SAVUNMA → ADALET	Nedensellik Var

Benzer çalışmada, Glass (2009) kamu düzeni ve güvenlik hizmetleri ile GSYİH arasında uzun dönemli bir ilişki tespit etmiştir. Nedensellik analizi sonucunda ise, birinci modelde GSYİH'dan kamu düzeni ve güvenlik hizmetlerine doğru tek yönlü bir nedensellik ilişkisi ortaya çıkmıştır. Amerika Birleşik Devletleri için yapılan bu çalışmaya göre toplam kamu düzeni ve güvenlik harcamalarından GSYİH'ya doğru bir ilişki yok iken, mahkeme harcamalarından GSYİH'ya doğru %10 anlamlılık düzeyinde bir ilişki vardır. Türkiye örneğinde ise adalet harcamalarından GSYİH'ya doğru bir nedensellik ilişkisi mevcut değildir.

Dolayısıyla Türkiye'de GSYİH teşvik etmek için adalet harcamalarını artırmanın Keynesyen bir etkisi olmayacaktır. Cullison (1993) göre, eğitim harcamaları ve çalışanların eğitimi GSYİH teşvik etmek için daha etkin politikalar olabilir. Ancak adalet hizmetlerinin etkinliği ekonomiyi olumlu ya da olumsuz yönde etkilemektedir. Bunun yanında adalet harcamalarının adalet hizmetlerinin etkinliği üzerindeki etkilerinin de göz ardı edilmemesi gerekmektedir.

Kamu düzenin ve güvenlik harcamaların artırılmasının bir yolu savunma, eğitim ve sağlık gibi bütçede yer alan diğer harcamaların kısılmasıdır. Bütçenin ana bileşenlerinden olan bu harcamalar arasında bir al ver ilişkisi olduğu kabul edilmekle birlikte bu konuda kesin bir uzlaşma sağlanmış değildir. Temel kanıt, eğitim ve sağlık harcamalarının ekonomik büyümenin temel kaynağı olduğu bunun yanında savunma harcamalarının ise beşeri sermaye için yapılan harcamaları düşürerek ekonomik büyümeyi olumsuz etkilediğidir. Çeşitli çalışmalarda da bu üç harcama kalemi arasında negatif bir al ver ilişkisi olduğu görülmüştür (Yıldırım ve Sezgin, 569: 2002).

Literatürde kamu harcamaları arasındaki al ver ilişkisine yönelik çalışmaların genellikle savunma ve sosyal harcamalar arasında olduğu görülmektedir. Özellikle yapılan deneye dayalı çalışmalar, kamunun iki önemli harcama kalemini oluşturan savunma ve eğitim arasındaki al ver ilişkisine yöneliktir (Hess ve Mullan, 499: 1988). Harris ve Kelly (1988) 12 Asya ülkesi için yaptıkları çoklu regresyon analizinde savunma, sağlık ve eğitim harcamaları arasında nadir al ver ilişkisi olduğunu savunmuşlardır. Yıldırım ve Sezgin (2002), yaptıkları deneysel çalışmanın sonucunda, savunma harcamaları ve refah harcamaları arasında bir al ver olduğunu belirlemişlerdir. Ayrıca çalışmada savunma harcamaları ile sağlık harcamaları arasında negatif bir ilişki, eğitim harcamaları ile pozitif bir ilişki bulunmuştur.

Savunma harcamalarının adalet harcamalarının Granger nedeni olması bu iki harcama arasında al ver ilişkisi olduğunu göstermektedir. Savunma harcamalarından adalet harcamalarına doğru nedensellik ilişkisi mevcuttur. Buna göre savunma harcamaları adalet harcamalarını etkilemektedir. Türkiye için savunma harcamaları ile refah artırıcı harcamalar arasında yapılan çalışmada, savunma ve sağlık harcamaları arasında negatif, savunma ve eğitim harcamaları arasında ise pozitif yönlü bir al ver ilişkisi mevcuttur (Yıldırım ve Sezgin, 579: 2002).

6. Sonuç

Adaletin ekonomi üzerindeki etkileri iki şekilde ortaya çıkmaktadır. Bunlardan ilki kamu harcaması olarak adaletin etkileri; ikincisi ise adalet hizmetlerinin sunumu sonrası mahkemelerce verilen kararların ekonomik etkileridir. Bunlardan ilkinde adaletin doğrudan etkileri ikincisine ise adaletin dolaylı etkileri denilebilir. Bu çalışmada bir kamu harcaması olan adalet hizmetlerinin ekonomi üzerindeki etkileri inceleme konusu yapılmıştır.

Kamu harcamaları temel olarak Wagner Kanunu ve Keynes hipotezi ile araştırma konusu yapılmıştır. Adalet hizmetlerinin GSYİH üzerindeki uzun dönem etkileri Johansen yöntemi kullanılarak incelenmiştir. Modelde Keynesyen büyüme modeli denklemi esas alınmıştır. Johansen eşbütünleşme analizi sonucuna göre, GSYİH, savunma harcamaları, adalet harcamaları ve yatırımlar arasında en fazla bir denklemde eşbütünleşme ilişkisi bulunmaktadır.

Değişkenler arasındaki eş-bütünleşme ilişkisi Granger nedenselliğini göstermekle birlikte bu ilişkinin yönünü göstermemektedir. Granger nedensellik testi sonuçlarına göre, Türkiye örneğinde ise adalet harcamalarından GSYİH’ya doğru bir nedensellik ilişkisi mevcut değildir. Dolayısıyla Türkiye’de GSYİH teşvik etmek için adalet harcamalarını artırmanın Keynesyen bir etkisi olmayacaktır.

Bütçe içinde yer alan bir kamu harcamasını artırmanın yolu bütçe içinde yer alan başka bir harcamayı kırmaktır. Bu durum bütçe içinde yer alan harcamalar arasında bir al-ver ilişkisini ortaya çıkarmaktadır. Granger nedensellik testi sonuçlarına göre, savunma harcamalarının adalet harcamalarının Granger nedeni olması bu iki harcama arasında al ver ilişkisi olduğunu göstermektedir. Buna göre savunma harcamaları adalet harcamalarını etkilemektedir.

Kaynakça

- Akçoraoğlu, A. (1999), “Kamu Harcamaları, Kamu Gelirleri ve Keynesci Politikalar: Bir Nedensellik Analizi”, *Gazi Üniversitesi İ.İ.B.F. Dergisi*, 1(2), 51–65.
- Ansari, M.I., D.V. Gordon, C. Akuamoah (1997), “Keynes versus Wagner: public expenditure and national income for three African countries”, *Applied Economics*, 29, 543–550.
- Arısoy, İ. (2005), “Wagner ve Keynes Hipotezleri Çerçevesinde Türkiye’de Kamu Harcamaları ve Ekonomik Büyüme İlişkisi”, *Çukurova Üniversitesi SBE Dergisi*, 14(2), 63–80.
- Ateşoğlu, H.S. (2009), “Defense Spending and Aggregate Output in the United States”, *Defence and Peace Economics*, 20(1), 21–26.
- Barro, R. J. (1990), “Government Spending in a Simple Model of Endogenous Growth Model”, *Journal of Political Economy*, 98(5), 103–125.
- Biswal, B., U. Dhawan, H. Lee (1999), “Testing Wagner versus Keynes using disaggregated public expenditure data for Canada”, *Applied Economics*, 31, 1283–1291.
- CEPEJ, (2006), *European Judicial System Edition 2006 (data 2004) Efficiency and Quality of Justice*, Belgium: Cepej.
- CEPEJ, (2008), *European Judicial System Edition 2008 (data 2006) Efficiency and Quality of Justice*, Belgium: Cepej.
- Cullison, W.E. (1993), “Public Investment and Economic Growth”, *Federal Reserve Bank of Richmond Economic Quarterly*, 79(4), 19–33.
- David, T.C., R. Moghadam (1993), “Capital and Trade as Engines of Growth in France: An Application of Johansen’s Cointegration Methodology”, *IMF Staff Papers*, Vol. 40(3), 542–566.
- Dritsakis, N., A. Adamopoulos (2004), “A causal relationship between government spending and economic development: an empirical examination of the Greek economy”, *Applied Economics*, 36, 457–464.
- Enders, W. (1995), *Applied Econometric Time Series*, New York: Wiley.

- Ghysels, E., N.R. Swanson, W.W. Watson (2001), *Essays in Econometrics: Spectral analysis, seasonality, nonlinearity, methodology, and forecasting*, New York: Cambridge University Press.
- Glass, A. (2009), “Government Expenditure on Public Order and Safety, Economic Growth and Private Investment: Empirical Evidence from United States”, *International Review of Law and Economics*, 29, 29–37.
- Gujarati, D.N. (1999), *Temel Ekonometri*, Ceviren: Şenesen, Ş., G.G. Şenesen, İstanbul: Literatür Yayıncılık.
- Harris, G., M. Kelly (1988), “Trade-off Between Defence and Education/Health Expenditures in Developing Countries”, *Journal of Peace Research*, 25(2), 165-177.
- Hess, P., B. Mullan (1988), “The Military Burden and Education Expenditures in Contemporary Developing Nations: Is There a Trade-off?”, *The Journal of Developing Areas*, 22, 497-514.
- Samudram, M., M. Nair, S. Vaithilingam (2009), “Keynes and Wagner on government expenditures and economic development: the case of a developing economy”, *Empirical Economics*, 36(3), 697-712.
- Yıldırım, J., S. Sezgin (2002), “Defence, Education and Health Expenditures in Turkey, 1924-96”, *Journal of Peace Research*, 39(5), 569-580.

