

YAPISAL KIRILMALAR ALTINDA TÜRKİYE İÇİN SAVUNMA HARCAMALARI İLE GSMH ARASINDAKİ İLİŞKİNİN ANALİZİ

Veli YILANCI* ve Burcu ÖZCAN**

Özet

Bu çalışmada yapısal değişime izin veren Zivot-Andrews birim kök testinin yanı sıra Gregory-Hansen eşbütünleşme testi kullanılarak 1950-2006 yılları arasında Türkiye’de GSMH (Gayri Safi Milli Hasıla) ile savunma harcamaları arasında bir ilişkinin olup olmadığı test edilmiştir. Yapılan analizler sonrasında her iki serinin seviyesinde durağan olmadığı ve aynı zamanda aralarında uzun dönemli bir ilişki olmadığı sonucuna varılmıştır. Yapılan Toda-Yamamoto nedensellik analizi sonrasında ise GSMH’den savunma harcamalarına doğru tek yönlü bir nedensellik ilişkisi saptanmıştır.

Anahtar Kelimeler: Savunma Harcamaları, Yapısal Değişim, Birim Kök Testi, Eşbütünleşme Analizi.

Analyzing the Relationship Between Defense Expenditures and GNP for Turkey Under Structural Breaks

Abstract

In this study, we analyze the relationship between gross national product (GNP) and defense expenditures over the period 1950-2006 for Turkey. We use Zivot-Andrews unit root test and Gregory-Hansen cointegration method to analyze the unit root characteristics of the series and also the long-run relationship between the series by allowing possible structural breaks. Moreover, we use Toda-Yamamoto test to analyze the causal relationship between the series. Our results show that the series are not stationary and there is not any long-run relationship between them, but there is a unidirectional causal relationship from GNP to defense expenditures.

Keywords: Defense Expenditures, Structural Change, Unit Root Test, Cointegration.

* Arş. Gör., İstanbul Üniv., İktisat Fak., Ekonometri Böl., İstanbul.

** Arş. Gör., İstanbul Üniv., İktisat Fak., İktisat Sosyolojisi Böl., İstanbul.

GİRİŞ

Savunma harcamalarının iktisadi etkileri son yıllarda oldukça önemli bir araştırma konusu haline gelmiştir. Özellikle savunma harcamaları ile ekonomik büyüme arasında bir ilişkinin olup-olmadığı, var ise hangi yönde olduğu yapılan ampirik çalışmalarla tespit edilmeye çalışılmıştır. İlk olarak Benoit'in (1978) çalışması ile başlayan bu süreç içerisinde, literatürde çok sayıda ampirik çalışma yapılmıştır. Sezgin (1997), Kollias ve Makrydakis (2000), Dakurah vd. (2001), Dunne vd. (2001), Karagöl ve Palaz (2004), Yıldırım vd. (2005) ile Kalyoncu ve Yücel (2006) yapılan ampirik çalışmalara örnek olarak gösterilebilir.

Savunma harcamaları ile ekonomik büyüme arasındaki ilişkinin yönüne dair literatürde farklı tartışmalar söz konusudur. Bu konuda, savunma harcamalarından ekonomik büyümeye doğru tek yönlü bir ilişki veya tam tersi ya da iki değişken arasında iki yönlü bir ilişki olması ve son olarak da herhangi bir nedensellik ilişkisinin söz konusu olmaması şeklinde dört tür ilişkinin varlığından bahsetmek mümkündür.

İlişki yönünün savunma harcamalarından ekonomik büyümeye doğru ve pozitif olduğunu iddia edenler, bunu Keynesyen efektif talep fikrine dayandırmaktadırlar. Savunma harcamaları, ekonomik büyümeyi toplam talebin genişlemesi yoluyla pozitif bir şekilde etkileyebilmektedir. Sonuç olarak artan talep atıl sermayenin kullanımına yol açmakta ve daha fazla istihdam imkânına, üretime, kâra; bu nedenle de daha yüksek yatırıma yol açmakta, çarpan etkisiyle de ekonomik büyümeyi desteklemektedir (Abu-Bader ve Abu-Qarn, 2003: 571–572). Arz etkisi açısından bakıldığında ise, savunma harcamaları altyapı hizmetleri üzerinde, silah teknolojisindeki yenilikler de özel sektör üretimi üzerinde pozitif dışsallıkların oluşmasına neden olmaktadır (Gökbunar ve Yanıkkaya, 2004: 161). Benoit (1978), Ateşoğlu ve Mueller (1990) ile Ateşoğlu (2004)'nun çalışmaları bu yaklaşımı desteklemektedir.

Savunma harcamalarının ekonomik büyüme üzerinde negatif etkisi olduğunu iddia edenler ise genellikle savunma harcamalarının yarattığı dışlama etkisi üzerinde durmaktadırlar. Bu fikre göre, büyük bir savunma bütçesinin ticari rekabeti önlediği ve ekonomik büyümeyi önleyecek şekilde özel yatırımları dışladığı düşünülmektedir. Bu nedenle de, savunma harcamalarına ayrılan bütçenin azaltılmasının, daha verimli alanlara yönelik yatırım yapabilmek için gerekli ve var olan kaynak miktarını arttırdığı ifade edilmektedir. Artan yatırım, ekonomik büyümeyi tetiklediği için, savunma harcamalarının miktarında yapılan azaltmaların ekonomik büyümeyi uyardığı savunulmaktadır (Heo ve Ro, 1998:172). Ayrıca savunma alanında istihdam edilen işgücünün genellikle nitelikli olması ekonominin diğer alanlarına olan beşeri sermaye arzını azaltırken, gerek silah üretimi için yapılan ara mal ithali, gerekse yurtdışından ithal edilen silahlar, özellikle gelişmekte olan ülkelerde döviz kaynaklarının harcanmasına sebep olmaktadır (Giray, 2004: 190). Değer ve Smith (1983), Lim (1983), Heo (1999) ile Shieh vd. (2002)'nin yaptıkları çalışmalar bu görüşü destekleyici niteliktedir.

Savunma harcamalarından ekonomik büyümeye yönelik pozitif bir nedensel ilişkinin varlığı ilk olarak Emile Benoit (1978) tarafından ortaya konulmuştur. Benoit'un (1978) yapmış olduğu ampirik çalışma, 1950–1965 dönemi için 44 az gelişmiş ülkenin büyüme oranları, yatırım oranları, kabul edilen yabancı yatırım oranları ve bir takım diğer değişkenleri kapsamaktadır. Çalışmanın nihai bulgusu, yüksek oranda savunma harcamasına sahip ülkelerin genellikle hızlı büyüme oranlarına sahip oldukları, az savunma harcamasına sahip ülkelerin ise daha az büyüme oranlarına sahip oldukları şeklindedir. Yüksek savunma harcaması oranları ve yüksek büyüme oranları arasındaki pozitif korelasyon ise, Sperman sıra korelasyon analizi ve regresyon analizi ile geçerlilik kazanmıştır.

Literatürde yapılan diğer çalışmalardan bir kısmını şu şekilde özetlemek mümkündür: Heo ve Ro (1998)'nin Güney Kore ve Tayvan'ı inceledikleri çalışmada, Güney Kore için savunma harcamaları ile ekonomik büyüme arasında anlamlı bir ilişki bulunmazken, Tayvan için savunma harcamalarının ekonomik büyümeyi etkilediği ortaya çıkmıştır. Kollias ve Makrydakı (2000) tarafından yapılan çalışmada, 1955–1993 dönemi için Yunanistan ele alınmıştır. Granger nedensellik testinin kullanımı yolu ile iki değişken arasında herhangi bir nedensellik ilişkisi bulunmamıştır. Dakurah vd. (2001) tarafından yapılan ampirik çalışmada ise, Granger nedensellik testinin kullanımı yolu ile 62 gelişmekte olan ülke analiz edilmiştir. Sonuçlar 23 ülkede tek yönlü bir ilişkinin, 7 ülkede ise çift yönlü bir ilişkinin var olduğunu ortaya koymuştur. Geri kalan ülkelerde ise herhangi bir nedensellik ilişkisi saptanamamıştır.

Literatürde Türkiye için savunma harcamaları ile ekonomik büyüme arasındaki ilişkiyi inceleyen birçok çalışma mevcuttur. Özmucur (1996) Türkiye'nin de içinde bulunduğu 7 ülke için savunma harcamaları ile ekonomik büyüme arasındaki ilişkiyi panel veriyle incelemiş, analizin sonucunda anlamlı ve negatif bir ilişki olduğu sonucuna varmıştır. Sezgin (1997) tarafından yapılan çalışmada, söz konusu iki değişken arasındaki ilişkinin analizi için arz yönlü bir model (Feder biçimli dışsallık modeli) kullanılmıştır. Bu model, sektörler arasındaki dışsallıkları ele almaktadır. Yapılan bu çalışma, Türkiye'nin savunma harcamalarının ekonomik büyüme üzerinde baskı unsuru oluşturmayacağına, ekonomik büyümeye yardımcı olacağına işaret etmektedir. Savunma sektöründen ekonominin diğer sektörlerine doğru yayılan dışsallıklar negatif iken, ekonomik büyüme ve savunma harcamaları arasında pozitif ve anlamlı bir ilişkinin varlığı saptanmıştır. Kısacası, savunma harcamalarının ekonomik büyümeyi tetiklediği ortaya konulmuştur. Özsoy (2000)'da yine Feder tipi model kullanılmış, yapılan uygulama sonrasında savunma harcamalarından ekonomik büyümeye doğru anlamlı bir ilişki bulunmuştur. Dunne vd. (2001) tarafından yapılan çalışma, 1960–1996 dönemini kapsayacak şekilde Yunanistan ve Türkiye örneği üzerinedir. Çalışmada yapılan standart Granger nedensellik testi sonucunda, Yunanistan için savunma harcamalarının büyüme üzerinde pozitif etkisinin olduğu saptanmış fakat bu durum çıktı ve askeri yük arasındaki eşbütünleşmenin dikkate alınması neticesinde geçerlilik kazanamamıştır. Granger nedensellik testinin tek önemli

sonucu, Türkiye'nin yaptığı savunma harcamasının ekonomik büyüme üzerinde negatif yönde bir etkisinin olduğu şeklindedir. Karagöl ve Palaz (2004) tarafından yapılan çalışmada ise birim kök, eşbütünleşme ve nedensellik testleri gibi bir dizi test aracılığı ile 1955–2000 yıllarını kapsayan bir dönem için savunma harcamaları ve GSMH arasındaki ilişki Türkiye örneği için test edilmiştir. Çalışmanın temel bulgusu, GSMH ve savunma harcamaları arasında uzun dönemli bir denge ilişkisinin var olduğu şeklindedir. Uygulanan nedensellik testi sonucunda ise, savunma harcamalarından ekonomik büyümeye doğru tek yönlü bir nedenselliğin olduğu sonucuna varılmıştır. Çalışmada yaşanan herhangi bir şokun etkisini görmek için etki-tepki analizi kullanılmıştır. Bu analizin sonucu, savunma harcamasına yönelik bir şokun öncelikle çıktı miktarını tüm yıllar için azalttığını, sonrasında ise çıktının şokun etkisinden kurtularak, potansiyel seviyesine kademeli bir şekilde geri döndüğünü ortaya koymaktadır.

Yıldırım vd. (2005) tarafından yapılan çalışma, savunma harcamalarının Orta Doğu ülkeleri ve Türkiye için ekonomik büyüme üzerindeki etkilerini ampirik bir şekilde ortaya koymaktadır. 1989–1999 dönemini ele alan bu çalışmada savunma harcamaları ile ekonomik büyüme arasındaki ilişki, yatay kesit ve dinamik panel tahmin teknikleri kullanımı yolu ile araştırılmıştır. Ampirik sonuçlar, savunma harcamalarının bütünüyle Türkiye ve Orta Doğu ülkelerinde ekonomik büyümeyi arttırdığını göstermektedir. Kalyoncu ve Yücel (2006) ise, 1956–2003 dönemini ele alarak, Türkiye ve Yunanistan örnekleri için bu ilişkiyi sorgulamıştır. Çalışmada Engle-Granger eşbütünleşme testi ve Granger nedensellik testleri kullanılmış, ekonomik büyümeden savunma harcamalarına doğru tek yönlü ilişkinin varlığı sadece Türkiye için saptanmıştır. Ayrıca, Türkiye ve Yunanistan için savunma harcamaları ve gelir arasında uzun dönem dengesinin varlığı ve Türkiye'nin savunma harcamaları ile Yunanistan'ın savunma harcamaları arasında ise uzun dönemli bir dengenin varlığı saptanmıştır. Görkem ve Işık (2008) savunma harcamaları ve ekonomik büyüme arasındaki ilişkiyi VAR analiziyle incelemiş ve iki değişken arasında herhangi bir nedensellik ilişkisi olmadığı sonucuna varmışlardır. Karagianni ve Pempetzoglu (2009) ise bu ilişkiyi hem doğrusal hem de doğrusal olmayan Granger nedensellik analiziyle sınımış ve ekonomik büyümeden savunma harcamalarına doğru doğrusal, savunma harcamalarından ekonomik büyümeye doğru ise doğrusal olmayan bir nedensellik ilişkisi olduğu bulgusunu elde etmişlerdir.

Yapısal kırılmaların incelenen seriler üzerindeki etkisini de dikkate alarak Türkiye için savunma harcamaları ve GSMH (Gayri Safi Milli Hasıla) arasındaki ilişkiyi incelemeyi amaçlayan bu çalışmanın planı şu şekildedir: İlk bölümde kullanılan ekonometrik testlere yer verilecek, ikinci kısımda veri seti hakkında bilgi verilip, elde edilen ampirik sonuçlar okuyucuya sunulacak ve çalışma, değerlendirme kısmının yer aldığı sonuç bölümü ile sona erdirilecektir.

I. EKONOMETRİK METODOLOJİ

Çalışmanın bu kısmında, öncelikle yapısal kırılmanın içsel olarak belirlendiği Zivot-Andrews birim kök testi ile Gregory-Hansen eşbütünleşme testi anlatılacak ve daha sonraki kısımda ise Toda-Yamamoto nedensellik testi hakkında bilgi verilecektir.

A. ZİVOT ANDREWS BİRİM KÖK TESTİ

İktisadi zaman serilerinde, zaman boyunca yaşanan ekonomik krizler, politika değişiklikleri, doğal afetler gibi birçok nedenden dolayı yapısal değişimler meydana gelebilmektedir. Ekonometrik yöntemlerin birçoğunda olduğu gibi birim kök testlerinde de, veride meydana gelen bu yapısal değişimlerin dikkate alınmaması eğilimli sonuçlar elde edilmesine neden olabilmektedir.

Perron (1989)'da belirtildiği gibi, yapısal kırılmaların varlığı durumunda standart Dickey-Fuller (DF) testi, birim kök temel hipotezini kabul etme yönünde eğilimli olmaktadır. Bu nedenle Perron (1989) yapısal kırılmanın dışsal olarak belirlendiği tek kırılmalı bir birim kök testi geliştirmiştir. Banarjee vd. (1992) ve Christiano (1992) ise kırılma noktalarının dışsal olarak belirlenmesinin bir tür “veri eşeleme” olarak görülebileceğini vurgulamışlardır. Bu eleştirinin temelinde yatan nokta, kırılma tarihinin gözleme bağlı olması nedeniyle veriden bağımsız olduğu varsayılan test stratejisinin tutarlı olmamasıdır (Libanio, 2005: 155). Perron (1989)'un çalışmasında yapısal kırılmanın dışsal olarak belirlenmesinin neden olduğu bu ve benzeri eleştiriler sonrasında, yapısal kırılmanın içsel olarak belirlendiği birçok birim kök testi geliştirilmiştir. Bu çalışmada, bu testlerden biri olan Zivot-Andrews (1992) (ZA) birim kök testi kullanılacaktır.

ZA birim kök testi için aşağıdaki modeller ele alınır (Zivot ve Andrews, 1992: 254):

$$y_t = \mu + \beta t + \delta y_{t-1} + \theta_1 DU(\lambda) + \sum_{i=1}^k \delta_i \Delta y_{t-i} + e_t \quad (\text{Model A})$$

$$y_t = \mu + \beta t + \delta y_{t-1} + \theta_2 DT(\lambda) + \sum_{i=1}^k \delta_i \Delta y_{t-i} + e_t \quad (\text{Model B})$$

$$y_t = \mu + \beta t + \delta y_{t-1} + \theta_2 DT(\lambda) + \theta_1 DU(\lambda) + \sum_{i=1}^k \delta_i \Delta y_{t-i} + e_t \quad (\text{Model C})$$

Burada; Model A ortalamada, Model B eğimde, Model C ise hem eğimde hem de ortalamada meydana gelen yapısal değişimi içermektedir. $t = 1, 2, \dots, T$ zamanı, T_B kırılma zamanı olmak üzere, $\lambda = T_B / T$ ($\lambda \in (0.15, 0.85)$) nispi kırılma yansımaları göstermektedir. Seride uç noktaların var olması durumunda, istatistiklerin asimptotik dağılımlarının sonsuza ıraksaması nedeniyle (Narayan ve Smyth, 2004: 708), yapısal kırılmanın varlığı sadece λ bölgesinde aranmakta ve

bu sayede serinin uç noktaları analize dâhil edilmemektedir. Model sisteminde yer alan DU ortalamadaki, DT ise trenddeki kırılmayı ifade eden ve şu şekilde tanımlanan kukla değişkenlerdir:

$$DU_t = \begin{cases} 1 & t > TB \text{ iken,} \\ 0 & \text{diğer durumlarda.} \end{cases}$$

$$DT_t = \begin{cases} t - TB & t > TB \text{ iken,} \\ 0 & \text{diğer durumlarda.} \end{cases}$$

Kırılma noktasının tahmini için $t=2, \dots, (T-1)$ için En Küçük Kareler (EKK) yöntemiyle $(T-2)$ sayıda regresyon kurulur ve y_{t-1} değişkeninin katsayısı olan δ için en küçük t istatistiğini veren modelde bulunan, dolayısıyla birim kök temel hipotezini kabul etmeye yönelik en az kanıtı veren tarih kırılma noktası olarak seçilir (Glynn vd., 2007: 68). Bu testte doğruluğu sınanan hipotez $\delta=1$ hipotezidir. Kırılma tarihinin tespitinden sonra δ 'nın hesaplanan t istatistiğinin mutlak değeri olarak ZA kritik değerinden büyük olması halinde yapısal kırılma olmadan birim kökün varlığını gösteren sıfır hipotezi reddedilmektedir. Testin alternatif hipotezi ise trend fonksiyonunda meydana gelen bir yapısal kırılmayla birlikte serinin trend durağan olduğunu göstermektedir.

B. GREGORY-HANSEN EŞBÜTÜNLEŞME TESTİ

İncelenen dönem boyunca veride meydana gelen yapısal değişme durumunda sadece birim kök testleri değil, değişkenler arasındaki uzun dönem ilişkinin varlığını test etmek için kullanılan eşbütünleşme testleri de eğilimli sonuç verecektir. Bu nedenle, eşbütünleşme testlerinde de olası yapısal değişmelerin potansiyel etkilerini dikkate almak gerekmektedir.

Gregory ve Hansen (1996) (GH) tarafından geliştirilen eşbütünleşme testi, eşbütünleşik vektörde tarihi içsel olarak belirlenen yapısal kırılmayı dikkate almaktadır. GH testi, ZA birim kök testinin bir uzantısı olarak düşünülebilir. Fakat incelenen serideki ve eşbütünleşik vektördeki yapısal değişimlerin birbirlerinden farklı olduğu ve bu testlerde farklı kritik değerler kullanıldığı unutulmamalıdır (Rao ve Kumar 2007: 55). Çünkü ZA testinde serideki kırılma araştırılırken, GH testinde her iki seri ile kurulan regresyonun kalıntılarındaki, yani eşbütünleşik vektördeki kırılma araştırılır.

Gregory ve Hansen (1996) sabit ve/veya trendde meydana gelen yapısal değişimi dikkate alıp, üç alternatif model geliştirerek, bu modeller aracılığıyla değişkenler arasındaki eşbütünleşme ilişkisinin varlığını araştırmışlardır. Eşbütünleşik vektörün düzeyinde meydana gelen değişimin, sabit terimdeki değişimle modellendiği düzey değişim modeli "Model CC" ile gösterilir:

$$y_{1t} = \mu_1 + \mu_2 DU_t + \alpha_1 y_{2t} + e_t \quad (\text{Model CC})$$

Bu modelde, μ_1 değişimden önceki sabit terimi gösterirken, μ_2 yapısal değişim anında sabit terimde meydana gelen değişimi göstermektedir. Yapısal değişimin modele dahil edilmesini sağlayan kukla değişken ise şu şekilde tanımlanabilir:

$$DU_t = \begin{cases} 0 & t \leq [n\tau] \text{ iken,} \\ 1 & \text{diğer durumlarda.} \end{cases}$$

Burada n gözlem sayısını gösterirken, τ parametresi ise verinin $(0.15T, 0.85T)$ aralığında yer alan değişim noktasını göstermektedir.

Düzey değişim modeline trend bileşenini ekleme suretiyle trendli düzey değişim modeli (C/T) elde edilebilir:

$$y_{1t} = \mu_1 + \mu_2 DU_t + \mu_3 t + \alpha_1 y_{2t} + e_t \quad (\text{Model C/T})$$

Üçüncü ve son model ise tam kırılma modelidir (C/S). Bu modelde trend yoktur fakat hem eğim hem de sabit parametrelerde değişimi içselleştirecek kukla değişkenler vardır:

$$y_{1t} = \mu_1 + \mu_2 DU_t + \alpha_1 y_{2t} + \alpha_2 y_{2t} DU_t + e_t \quad (\text{Model C/S})$$

Burada yapısal değişimden önce, eğim katsayısı α_1 iken, değişimden sonra eğim katsayısında meydana gelen değişim α_2 ile gösterilmektedir.

GH testinde, kırılma zamanının bilinmemesi nedeniyle incelenen dönem boyunca her olası kırılma anı (τ) için bu modeller ardışık olarak EKK yöntemi ile hesaplanarak tahmin edilir ve elde edilen kalıntılardan ADF veya Phillips test istatistikleri ($Z_\alpha(\tau)$, $Z_t(\tau)$) hesaplanarak, bu istatistiklerin minimum olduğu tarih uygun kırılma anı olarak seçilir (Narayan, 2007: 78):

$$ADF^* = \inf_{\tau \in T} ADF(\tau)$$

$$Z_\alpha^* = \inf_{\tau \in T} Z_\alpha(\tau)$$

$$Z_t^* = \inf_{\tau \in T} Z_t(\tau)$$

Bu testte eşbütünleşme ilişkisinin olmadığını gösteren temel hipotez, eşbütünleşik vektörde meydana gelen bir kırılmayla beraber değişkenler arasında eşbütünleşme ilişkisinin olduğunu gösteren alternatif hipoteze karşın yukarıdaki test istatistikleri yardımıyla sınanmaktadır.

C. TODA- YAMAMOTO NEDENSELLİK ANALİZİ

Toda ve Yamamoto (1995) (TY), Granger nedenselliğini araştırmak amacıyla, düzeltilmiş VAR modelin tahminine dayalı bir yöntem geliştirmişlerdir. Serilerin bütünleşme dereceleri veya aralarındaki olası eşbütünleşme ilişkisi bu testin geçerliliğini etkilememektedir. TY testi için önemli olan VAR modelin gecikme uzunluğu (k) ve ilgilenilen serilerdeki maksimum bütünleşme derecesidir (d_{\max}). Bu iki değer belirlendikten sonra $k + d_{\max}$ gecikme uzunluğunda bir VAR model tahmin edilir ve bu modeldeki parametre sınırlamalarının test edilmesi sayesinde nedensellik analizi yapılır.

Toda ve Yamamoto (1995), $d=1$ için gecikme uzunluğu seçme prosedürünün her zaman en azından asimptotik olarak geçerli olacağını ($k > d=1$ olduğu için) belirtmişlerdir. Bu nedenle, prosedür $k \neq 1$ olduğu sürece geçerlidir (Bhattacharya ve Mukherjee 2002: 14). Her iki serinin de $I(0)$ olması durumunda ise VAR modele herhangi bir gecikme eklenmemekte ve bu durumda TY testi Granger nedensellik testi ile benzerlik göstermektedir.

TY testi için aşağıda verilen VAR model görünürde ilişkisiz regresyon yöntemi ile tahmin edilir:

$$y_t = \gamma_0 + \sum_{i=1}^{k+d_{\max}} \alpha_{1i} y_{t-i} + \sum_{i=1}^{k+d_{\max}} \beta_{1i} x_{t-i} + e_{1t} \quad (1)$$

$$x_t = \gamma_0 + \sum_{i=1}^{k+d_{\max}} \alpha_{2i} y_{t-i} + \sum_{i=1}^{k+d_{\max}} \beta_{2i} x_{t-i} + e_{2t} \quad (2)$$

İlk modelde x değişkeninin, y değişkeninin Granger nedeni olmadığını gösteren temel hipotez $H_0 : \beta_{1i} = 0$, Granger nedeni olduğunu gösteren $H_1 : \beta_{1i} \neq 0$ alternatif hipotezine karşın ($i \leq k$ olmak üzere) k serbestlik dereceli χ^2 dağılıma uygunluk gösteren Wald testiyle sınanır. İkinci model içinde benzer şeyleri ifade etmek mümkündür. Burada eklenen ilave terimler (d_{\max}) sınırlamaya dahil edilmez.

II. VERİ SETİ ve AMPİRİK BULGULAR

Bu çalışmanın veri seti 1950-2006 dönemi arası yıllık savunma harcamaları ile gayri safi milli hasıla (GSMH) serilerini kapsamaktadır. Savunma harcamaları NATO'nun çeşitli basın bültenlerinden elde edilirken¹, GSMH verisi TÜİK'ten elde edilmiştir. Kullanılan veriler 1987 yılı GSMH deflatörü ile reel haline getirilmiş olup, logaritmik formdadır.

¹ Karagöl ve Palaz (2004)'da belirtildiği gibi NATO üyesi ülkeler için NATO ve SIPRI'den elde edilen veriler aynıdır.

Bu çalışmada, öncelikle verideki olası yapısal kırılmayı dikkate alan ZA birim kök testi yapılacaktır.

Tablo 1: Zivot-Andrews Birim Kök Testi Sonuçları

	LGSMH		LSavunma	
	Model C	Model A	Model C	Model A
t	20	16	48	25
TB	1969	1965	1997	1974
k	0	0	1	5
μ	8.03 (4.402)	6.676 (4.462)	5.708 (4.242)	9.998 (4.182)
β	0.024 (3.946)	0.016 (4.225)	0.021 (4.170)	0.031 (3.799)
δ	-0.490 (-4.363)*	-0.405 (-4.421)*	-0.437 (-4.2144)*	-0.760 (-4.152)*
θ_1	0.048 (1.826)	0.078 (2.980)	0.1405 (1.8014)	0.187 (3.177)
θ_2	-0.005 (-2.273)	-	-0.039 (-2.885)	-

Not: Parantez içindeki değerler test istatistikleridir. Model A ve Model C için kritik değerler %5 anlamlılık seviyesinde sırasıyla -4.80 ve -5.08'dir. (Zivot ve Andrews: 1992)

*: İlgilenilen test istatistiğini göstermektedir.

Tablo 1'de ZA birim kök testinin sonuçları görülmektedir. Burada ilgilenilen δ parametresinin test istatistiğidir. Tablodan da görüleceği üzere, LGSMH serisi için hem Model C'de, hem de Model A'da δ parametresinin test istatistiği, ZA kritik değerinden mutlak değerce küçüktür². Dolayısıyla her iki modele göre LGSMH serisinin yapısal kırılma olmadan birim köklü olduğunu gösteren temel hipotez reddedilemez³. LSAVUNMA serisi içinde aynı durum söz konusudur. Hem Model C, hem de Model A'ya göre, δ parametresinin test istatistiği mutlak değerce ZA kritik değerlerinden küçüktür. Bu nedenle, LSAVUNMA serisi içinde serinin yapısal kırılma olmadan birim kök içerdiğini gösteren temel hipotez reddedilemez.

² Perron (1989)'da belirtildiği gibi, iktisadi zaman serilerinin büyük çoğunluğu Model A ve Model C ile modellenebilmektedir. Bu nedenle bu çalışmada sadece Model A ve Model C'ye ait sonuçlara yer verilmiştir.

³ Burada üzerinde durulması gereken bir nokta, birim kök analizinde kullanılan bu modellerin farklı sonuçlar vermesi halinde hangi modelin kullanılması gerektiğidir. Sen (2003), yapısal değişimin tarihinin bilinmediği durumlarda Model C'nin diğer modellere göre tercih edilebilir olduğunu öne sürmüştür.

Tablo 2’de GH eşbütünleşme testinin sonuçları görülmektedir. Model CC için hem ADF^* , hem Z_t^* , hem de Z_α^* test istatistikleri %5 anlamlılık seviyesinde kritik değerden küçük olduğu için seriler arasında eşbütünleşme olmadığını gösteren temel hipotez reddedilemez. Model C/T ve Model C/S için de hesaplanan test istatistikleri ilgili kritik değerlerden küçük olduğu için iki değişken arasında uzun dönemli bir ilişkinin olmadığını ifade etmek mümkündür.

Tablo 2: Gregory-Hansen Eşbütünleşme Testi Sonuçları

Model	ADF^*	T_b	Z_t^*	T_b	Z_α^*	T_b
CC	-3.7211(5)	10	-3.2893	9	-22.2769	9
C/T	-4.7233 (0)	17	-4.7554	15	-28.0611	15
C/S	-3.8149(0)	48	-4.0068	48	-24.8052	48

Not: Parantez içindeki değerler, gecikme uzunluğunu göstermektedir. Kritik değerler %5 anlamlılık seviyesinde ADF^* ve Z_t^* için Model CC, Model C/T ve Model C/S için sırasıyla -4.61, -4.99 ve -4.95’dir. Z_α^* için %5 anlamlılık seviyesinde kritik değerler Model C için -40.48, Model C/T için -47.96 ve Model C/S için -47.04’tür.

Çalışmanın bu kısmında, Toda-Yamamoto yöntemine dayalı Granger nedensellik testi kullanılarak, Türkiye için savunma harcamaları ile GSMH arasındaki nedensellik ilişkisi analiz edilecektir. Sonuçlar Tablo 3’te özetlenmektedir. Tablodan da görüleceği üzere, %5 anlamlılık seviyesinde savunma harcamalarının GSMH’nın Granger nedeni olmadığını gösteren temel hipotez reddedilemezken, GSMH’nın savunma harcamalarının Granger nedeni olmadığını gösteren temel hipotez reddedilmektedir.

Tablo 3: Toda-Yamamoto Yöntemine Dayalı Granger Nedensellik Testi Sonuçları

Temel Hipotez	Gecikme Uzunluğu	χ^2 İstatistiği
LSavunma \nrightarrow LGSMH	$(k=2) + (d_{\max}=1) = 3$	3.1907 (0.203)
LGSMH \nrightarrow LSavunma	$(k=2) + (d_{\max}=1) = 3$	7.4873 (0.024)

Not: Parantez içindeki değerler, ilgili test istatistiğinin olasılık değerleridir.

Yapılan analizler sonrasında, birinci mertebeden durağan olduğu bulunan GSMH ve savunma harcamaları arasında uzun dönemli bir ilişkiye rastlanılmazken, yapılan TY nedensellik analizi sonrasında ise GSMH’dan savunma harcamalarına doğru tek yönlü Granger nedenselliği olduğu ortaya çıkarılmıştır.

SONUÇ ve DEĞERLENDİRME

Savunma harcamalarının iktisadi etkilerinin araştırıldığı çalışmalar incelendiğinde, birçoğunda incelenen dönem boyunca meydana gelen yapısal

kırımların dikkate alınmadığı görülmektedir. Hem incelenen serilerdeki, hem de eşbütünleşik vektördeki olası yapısal kırımları dikkate alan testlerin kullanıldığı bu çalışmada, düzeylerinde durağan olmadıkları bulunan savunma harcamaları ile GSMH serilerinin, aralarında uzun dönem ilişkisinin olmadığı sonucuna varılmıştır. Uygulanan Toda-Yamamoto yöntemine dayalı Granger nedensellik testi sonucuna göre ise GSMH'dan savunma harcamalarına doğru tek yönlü bir nedensellik ilişkisi olduğu saptanmıştır.

KAYNAKÇA

- ABU-BADER, Suleiman ve Aamer S. ABU-QARN (2003), "Government Expenditures, Military Spending and Economic Growth: Causality Evidence from Egypt, Israel, and Syria", *Journal of Policy Modeling*, Vol: 25, No: 6-7; 567-583.
- ATEŞOĞLU, H. Sönmez (2004), "Defense Spending and Investment in The United States", *Journal of Post Keynesian Economics*, Vol: 27, No: 1; 163-170.
- ATEŞOĞLU, H. Sönmez ve Michael J. MUELLER (1990), "Defense Spending and Economic Growth", *Defence Economics*, Vol: 2, No: 1; 19-27.
- BANERJEE, Anindya, Robin L. LUMSDAINE ve James H. STOCK (1992), "Recursive and Sequential Tests of the Unit Root and Trend-Break Hypothesis: Theory and International Evidence", *Journal of Business and Economic Statistics*, Vol: 10, No:3; 271-287.
- BENOIT, Emile (1978), "Growth and Defense Expenditure", *Economic Development and Cultural Change*, Vol: 26, No: 2; 271-280.
- BHATTACHARYA, Basabi ve Jaydeep MUKHARJEE (2002), "Causal Relationship between Stock Market and Exchange Rate, Foreign Exchange Reserves and Value of Trade Balance: A Case Study for India", website: www.igidr.ac.in, Erişim Tarihi: 01.04.2008.
- CHRISTIANO, Lawrence J. (1992), "Searching For a Break in GNP", *Journal of Business and Economic Statistics*, Vol: 10, No: 3; 237-249.
- DAKURAH, A. Henry; Stephen P. DAVIES ve Rajan K. SAMPATH (2001), "Defense Spending and Economic Growth in Developing Countries: A Causality Analysis", *Journal of Policy Modeling*, Vol: 23, No: 6; 651-658.
- DEĞER, Saadet ve Ron SMITH (1983), "Military Expenditure and Growth in Less Developed Countries", *The Journal of Conflict Resolution*, Vol: 27, No: 2; 335-353.
- DUNNE, Paul; Efythia NIKOLAIDOU ve Dimitrios VOUGAS (2001), "Defence Spending and Economic Growth: A Causal Analysis For Greece and Turkey", *Defence and Peace Economics*, Vol: 12, No: 1; 5-26.
- GİRAY, Filiz (2004), "Savunma Harcamaları ve Ekonomik Büyüme", *Cumhuriyet Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Dergisi*, Cilt: 5, Sayı: 1; 181-199.

- GLYNN, John; Nelson PERERA ve Reetu VERMA (2007), "Unit Root Tests and Structural Breaks: A Survey with Applications", *Journal of Quantitative Methods for Economics and Business Administration*, Vol: 3, No: 1; 63-79.
- GÖKBUNAR, Ramazan ve Halit YANIKKAYA (2004), *Etkin Devlet ve Ekonomik Gelişme*, Odak Kitabevi, Ankara.
- GÖRKEM Hilal ve Serkan IŞIK (2008), "Türkiye'de Savunma Harcamaları ve Ekonomik Büyüme Arasındaki İlişki (1968-2006)", *Marmara Üniversitesi İ.İ.B.F. Dergisi*, Cilt: 25, Sayı: 2; 405-424.
- GREGORY, Allan W. ve Bruce E. HANSEN (1996), "Residual-Based Tests for Cointegration in Models With Regime Shifts", *Journal of Econometrics*, Vol: 70, No: 1; 99-126.
- HEO, Uk (1999), "Defense Spending and Economic Growth in South Korea: The Indirect Link", *Journal of Peace Research*, Vol: 36, No: 6; 699-708.
- HEO, Uk ve Kwang H. RO (1998), "Military Expenditures and Economic Growth in South Korea and Taiwan", *International Interactions: Empirical and Theoretical Research in International Relations*, Vol: 24, No: 2; 171-186.
- KALYONCU, Hüseyin ve Fatih YÜCEL (2006), "An Analytical Approach on Defense Expenditure and Economic Growth: The Case of Turkey and Greece", *Journal of Economic Studies*, Vol: 33, No: 5; 336-343.
- KARAGIANNI, Stella ve Maria PEMPETZOGLU (2009), "Defense Spending and Economic Growth In Turkey: A Linear and Non-Linear Granger Causality Approach", *Defence and Peace Economics*, Vol: 20, No: 2; 139-148.
- KARAGÖL, Erdal ve Serap PALAZ (2004), "Does Defense Expenditures Deter Economic Growth In Turkey? A Cointegration Analysis", *Defence and Peace Economics*, Vol: 15, No: 3; 289-298.
- KOLLIAS, Christos ve Stelios MAKRYDAKIS (2000), "A Note on the Causal Relationship Between Defence Spending and Growth In Greece: 1955-93", *Defence and Peace Economics*, Vol: 11, No: 1; 173-184.
- LIBANIO, Gilberto A. (2005), "Unit Roots in Macroeconomic Time Series: Theory, Implications, and Evidence", *Nova Economia*, Vol: 15, No: 3; 145-176.
- LIM, David (1983), "Another Look at Growth and Defense in Less Developed Countries", *Economic Development and Cultural Change*, Vol: 31, No: 2; 377-384.
- NARAYAN, Paresh Kumar (2007), "Are Nominal Exchange Rates and Price Levels Co-Integrated? New Evidence from Threshold Autoregressive and Momentum-Threshold Autoregressive Models", *The Economic Record*, Vol: 83, No: 260; 74-85.
- NARAYAN, Paresh Kumar ve Russell SMYTH (2004), "Is South Korea's Stock Market Efficient?", *Applied Econometrics Letters*, Vol: 11, No: 11; 707-710.
- ÖZMUCUR, Süleyman (1996), *The Economics of Defense and The Peace Dividend in Turkey*, Boğaziçi Üniversitesi Yayinevi, İstanbul.

- ÖZSOY, Onur (2000), *The Defence Growth Relation: Evidence from Turkey. The Economics of Regional Security: NATO, The Mediterranean, Southern Africa*. Ed: J. Brauer ve K. Hartley, Harwood Academic, Amsterdam; 139-159.
- PERRON, Pierre (1989), "The Great Crash, the Oil Price Shock and the Unit Root Hypothesis", *Econometrica*, Vol: 57, No: 6; 1361-1401.
- RAO, B. Bhaskara and Saten KUMAR (2007), "Structural Breaks, Demand for Money and Monetary Policy in Fiji", *Pacific Economic Bulletin*, Vol: 22, No: 2; 53-62.
- SEN, Amit (2003), "On unit root tests when the alternative is a trend break stationary process", *Journal of Business and Economic Statistics*, Vol: 21, No: 1; 174-184.
- SEZGİN, Selami (1997), "Country Survey X: Defence Spending In Turkey", *Defence and Peace Economics*, Vol: 8, No: 4; 381-409.
- SHIEH, Jhy-Yuan; Ching-Chong LAI ve Wen-Ya CHANG (2002), "The Impact of Military Burden on Long-Run Growth and Welfare", *Journal of Development Economics*, Vol: 68, No: 2; 443-454.
- TODA, Hiro Y. ve Taku YAMAMOTO (1995), "Statistical Inference in Vector Autoregressions with Possibly Integrated Processes", *Journal of Econometrics*, Vol: 66, No: 1-2; 225-250.
- YILDIRIM, Jülide; Selami SEZGİN ve Nadir ÖCAL (2005), "Military Expenditure and Economic Growth in Middle Eastern Countries: A Dynamic Panel Data Analysis", *Defence and Peace Economics*, Vol: 16, No: 4; 283-295.
- ZIVOT, Eric ve Donald W.K. ANDREWS (1992), "Further Evidence of the Great Crash, The Oil-Price Shock and The Unit Root Hypothesis", *Journal of Business and Economic Statistics*, Vol: 10, No: 3; 251-270.