

Savunma Harcamasındaki Değişimlerin Ekonomik Büyüme Üzerindeki Etkileri: Türkiye için Doğrusal Olmayan Eşbütünleşme Modeli ve Asimetrik Nedensellik Testi

Cevat BİLGİN¹

Özet

Savunma harcamasının ekonomik büyüme üzerinde olumlu ya da olumsuz etkileri olduğuna dair teorik açıklamalar ve bu açıklamaları destekleyen uygulamalı çalışmalar bulunmaktadır. Bu çalışmada, 1960-2019 dönemi için Türkiye’de savunma harcamasının ekonomik büyüme üzerindeki etkisi, doğrusal olmayan gecikmesi dağıtılmış model (NARDL) tahmin edilerek ve asimetrik nedensellik testi (Hatemi-J testi) yapılarak analiz edilmiştir. Bu yöntemler yoluyla savunma harcamasındaki artma veya azalma yönündeki değişimlerin ekonomik büyüme üzerindeki etkileri ayrıştırılmış olmaktadır. Hem NARDL model bulguları hem de asimetrik nedensellik test sonuçları savunma harcamasının ekonomik büyüme üzerinde asimetrik etkilerinin olduğunu, savunma harcamasındaki artışın büyüme üzerinde etkisi yok iken, savunma harcamasındaki azalmanın anlamlı bir etkisi olduğunu göstermiştir. Bunun yanında, Türkiye’de bu örneklem dönemi için, elde edilen uzun dönem esneklik katsayıları savunma harcamasındaki azalmanın ekonomik büyüme üzerinde olumlu etkisi olduğunu ortaya koymuştur

Anahtar kelimeler: Savunma harcaması, ekonomik büyüme, asimetrik etkiler, doğrusal olmayan eşbütünleşme

Jel Kodu: E69, F41, O11, C22, C51

Effects of Defense Spending Changes on Economic Growth: A Nonlinear Cointegration Model and Asymmetric Causality Test for Turkey

Abstract

There have been various arguments claiming that defense spending has positive or negative effects on economic growth and there have been plenty of researches supporting these cross arguments. In this paper, the effect the defense spending on the economic growth within the period of 1960-2019 is being analyzed for Turkey. For this aim, nonlinear autoregressive distributed lag model (NARDL) has been estimated and Hatemi-J asymmetric causality test has been imposed. The effects of the increases or decreases in defense spending on economic growth are decomposed by using these methods. The results derived from the NARDL estimations and asymmetric causality test supported that there are asymmetric effects of the changes in defense spending on economic growth. Both methods indicated that increase in defense spending does not have any effect on growth and decrease in defense spending has significant effect on growth. Besides, the resulting long run elasticities suggested that decrease in defense spending has the positive effect on the economic growth for the sample period.

Keywords: Defense spending, economic growth, asymmetric effects, nonlinear cointegration

Jel Codes: E69, F41, O11, C22, C51

ATIF ÖNERİSİ (APA): Bilgin, C., (2022). Savunma Harcamasındaki Değişimlerin Ekonomik Büyüme Üzerindeki Etkileri: Türkiye için Doğrusal Olmayan Eşbütünleşme Modeli ve Asimetrik Nedensellik Testi. *İzmir İktisat Dergisi*. 37(1). 92-109. Doi: 10.24988/ije.835979

¹ Dr.Öğretim Üyesi, Bursa Teknik Üniversitesi, İnsan ve Toplum Bilimleri Fakültesi, Uluslararası Ticaret ve Lojistik Bölümü, Yıldırım / Bursa, Türkiye **EMAIL:** cevat.bilgin@btu.edu.tr **ORCID:** 0000-0002-5687-0932

1. GİRİŞ

Ekonomik büyüme olgusu, mevcut iktisadi analiz çerçevesinde merkezi önemini halen korumaktadır. Ekonomik büyümenin neden olduğu en önemli olumlu gelişmeler arasında, bireylerin yaşam standartlarındaki artış ve bununla ilgili olarak ülkelerin refah düzeylerinin yükselmesinden bahsedilebilir. Dolayısıyla, ekonomik büyümeyi etkileyen diğer ekonomik dinamiklerin, ekonomik büyüme ile ilişkilerini analiz etmek özellikle önemli görünmektedir. Kamu bütçesi harcama kalemlerindeki değişimlerin ekonomik büyüme üzerinde önemli etkileri olduğundan, kamu harcaması ve büyüme ilişkisi uzun süredir ekonomi yazınında tartışılmaktadır. Bu çerçevede, kamu harcamalarının bir unsuru olan savunma harcaması ile ekonomik büyüme arasındaki ilişkinin analizi önem arz etmektedir. Askeri harcamalar bütün ülke ekonomilerinde kamu bütçesinde önemli bir paya sahiptir. Özellikle, ulusal güvenlik kaygılarının arttığı dönemlerde askeri harcamaların oranı, hem gelişmiş hem de gelişmekte olan ülkelerde yüksek düzeylere çıkabilmektedir. Bununla birlikte, savunma harcamalarının makroekonomik çerçevede ekonomik büyüme üzerindeki etkilerinin analizi, son yıllarda daha fazla araştırma konusu haline gelmiş görünmektedir. Ekonomik anlamda güçlü ülkelerin önemli bir kısmında, savunma harcamaları kamu bütçesinde büyük ağırlıklara sahip olmakta ve bu ülkelerdeki savunma sanayi yatırımları teknolojik yenilikleri yönlendirmektedir. Ayrıca, savunma harcamalarındaki artışın, talep üzerinde yarattığı Keynesyen etki de oldukça önemlidir. Savunma harcamaları geliştirmekte olan ülkeler açısından ele alındığında ise, kalkınma için yetersiz olan kıt kaynakların, savunma harcamalarına ayrılması büyüme açısından olumsuz sonuçlara yol açmaktadır. Özellikle yerli savunma sanayinin yetersiz kaldığı ve savunma harcamalarının çoğunlukla ithalat kalemi içerisinde tanımlandığı ülkelerde önemli sorunlar ortaya çıkmaktadır. Fırsat maliyeti söylemi çerçevesinde ele alındığında, savunma harcamalarındaki artış daha üretken alanlarda kullanılacak kısıtlı kaynakların israfına yol açmakta, bu nedenle ekonomilerin toplam çıktısını azalmakta ve ekonomik büyüme üzerinde olumsuz etkiler ortaya çıkmaktadır. Bu noktada, savunma harcaması ile kaynakların sivil kullanımı arasındaki ödünleşme ilişkisinin altının çizildiği söylenebilir. Silaha karşı özel yatırım ödünleşmesi (guns vs. butter) şeklinde de ifade edilebilecek bu karşıtlık, savunma harcamalarındaki artışın sağlık ve eğitim harcamalarını azaltma potansiyelini işaret eder. Kamu harcamaları gelir üzerinden alınan vergilerle, bütçe açığı veya para basmakla finanse edilir. Savunma harcamasındaki artış ya vergi yükünü arttıracak ve/veya önemli bütçe açıklarına neden olacaktır. Bu durum, dolayısıyla ülkenin uzun dönemde üretme kapasitesini arttıracak yatırımlar için gerekli tasarrufları azaltmaktadır. Savunma sanayi üretken alanlarda kullanılacak sermaye stoku ve doğal kaynakların büyük bir kısmını alıkoymaktadır. (Cappelen, Gleditsch, ve Bjerkholt 1984, Chan 1987, Ram 1993, Deger ve Smith, 1983). Savunma harcamalarına yönelik kaynak kullanımının yaratacağı doğrudan fırsat maliyetlerini; daha düşük özel sektör yatırımları, azalan yurt içi tasarruflar, özel tüketimin talepteki düşüş sebebiyle azalması ve daha küçük bir vergi tabanı şeklinde özetlemek mümkündür. Ayrıca, artan askeri harcamaların özel yatırımlar üzerinde dışlama etkisi yaratarak özel yatırımları azaltması, kaynakların savunma sanayine yönlendirilmesi sebebiyle nitelikli işgücünün daha çok savunma sanayinde istihdam edilmesi ve buna bağlı olarak sivil sektörlerin beşeri sermayeden yeterince yararlanamaması gibi gelişmeler ekonomik büyümeyi olumsuz yönde etkilemektedir. (Değer ve Sen, 1995)

Keynesyen görüş açısından ele alındığında ise, savunma harcamaları ekonominin çıktı düzeyini arttıracaktır. Askeri harcamalardaki artış genişletici kamu harcamaları etkisi ile milli gelir üzerinde çoğaltan yaratarak, ülke gelir düzeyini arttırır. Buna ek olarak, daha fazla savunma harcaması, istihdam artışı yaratıp hanehalkı gelir düzeyini arttırır; böylelikle hanehalklarının eğitim ve sağlık harcamaları artar. Bu durum, ülkedeki beşeri sermayenin niteliği ve gücünü arttıracaktır. Benoit (1978), Kennedy (1983), Weede (1983), Biswas (1993) bu konuya dikkat çekmekte, savunma harcamalarında genişlemeye yol açan ve kamu bütçesinde ağırlığı artan askeri yapıların teknolojik

ilerlemeye ve modernleşme süreçlerine katkıda bulduklarını öne sürmektedirler. Bu çerçevede savunma sanayine yapılan yatırımlarla, işgücü becerilerini geliştirecek yeni kurumsallıklar sağlanacak, araştırma-geliştirme faaliyetleri desteklenecek ve sermaye eksikliği çeken sektörlerde talep eksiklikleri giderilecektir. De Grasse (1983)'ye göre savunma harcamalarındaki artış toplam talebi motive ederek yeni istihdam alanları yaratmakta, ülke sathında satın alma gücünü arttırmakta ve pozitif dışsallıklara neden olmaktadır. Artan satın alma gücü yeniden toplam talebin ve istihdamın artışına neden olur; bu durumun ekonomik büyüme üzerinde olumlu etkisi olmaktadır. Bütün bunlara ek olarak, silah sanayindeki yatırımlar da ülkenin ağır sanayisinin gelişimine katkıda bulunmaktadır. Savunma sanayindeki araştırma-geliştirme süreçleri ve bu süreçlerin teknolojik ilerlemeye yönelik sonuçları açısından değerlendirildiğinde, toplumsal sivil alan da teknolojinin yayılma etkilerinden faydalanabilmektedir. Savunma sanayindeki harcamalar, Benoit (1978)'e göre daha sonra sivil alanda da verimliliği arttıracak özelliklere sahip mesleki ve teknik eğitim altyapısı da sunmaktadır.

2. LİTERATÜR İNCELEMESİ

Savunma harcamalarının ekonomik büyüme üzerindeki etkilerinin analiz edilmesine yönelik uygulamalı çalışmalar son zamanlarda giderek öne çıkmaktadır. Bu çalışmaların bir kısmı savunma harcamalarının ekonomik büyüme üzerindeki olumsuz etkilerine yönelik sonuçlar ortaya koyarken, diğer bir kısmı ise savunma harcamalarının ekonomik büyümeyi olumlu etkilerini içeren bulgular ortaya koymaktadır.

Benoit (1973) bu konuda yapılan ilk çalışma olarak görünmektedir; burada bir grup az gelişmiş ülke üzerinden, askeri harcamaların ekonomik büyüme üzerindeki pozitif etkileri olduğu gösterilmiştir. Askeri harcamalardaki artış, istihdam fırsatlarını, işgücünün niteliğini arttırmış ve ekonominin altyapısını güçlendirmiştir. Ayrıca, yüksek düzeydeki savunma harcamaları savunma sanayinde, diğer sektörlerde yayılma potansiyeline sahip yeni bilgi ve teknolojilerin geliştirilmesini sağlamıştır. Daha sonra yapılan Ball (1983), Lipow and Antinori (1995), Akal et al., (2011), Dunne and Nikolaidou (2012), Ali and Ather (2015), Elveren (2016), Larrosa (2016), Töngür and Elveren (2017) gibi uygulamalı çalışmalarda savunma harcamalarının büyüme üzerindeki olumsuz etkilerine yönelik bulgular elde edilmiştir. Bu çalışmalar, askeri harcamalardaki artışın toplumsal ihtiyaçlar, eğitim, altyapı, sağlık gibi alanlara yönelik kaynakları azalttığını ve diğer sektörlerdeki özel yatırımları baskıladığını öne sürmektedir. Diğer yandan, Looney (1989), Sweezy (2004), Malizard (2010), Khalid and Noor (2015), Pan et al. (2015) ve Jalil et al. (2016) gibi diğer araştırmalar, askeri harcamaların ekonomik büyüme üzerindeki olumlu etkisine vurgu yapmışlardır. Sweezy (2004) ABD ekonomisindeki sürdürülebilir büyümenin arkasında askeri harcamalardaki olduğunu öne sürmüştür.

Türkiye ilgili yapılan uygulamalı çalışmalardan elde edilen bulgular arasında da karşıtlıklar bulunmaktadır. Sezgin (1997) ve Özsoy (2000) çalışmalarında, Feder-Ram üretim fonksiyonu modeli kullanarak savunma sanayinin ekonomik büyüme üzerinde pozitif anlamlı etkisi olduğu bulgusunu elde etmişlerdir. Sezgin (2000), önceki çalışmasındaki sonuçları destekleyen bulgulara ulaşmıştır. Özmucur (1996), askeri harcamaların ekonomik büyüme üzerinde negatif etkisi olduğu sonucunu ortaya koymuştur. 1924-1994 gibi geniş kapsamlı bir veri dönemi için, askeri harcamaların bütçe içindeki payı ile sağlık ve eğitim harcamalarının bütçe içindeki payı arasında negatif korelasyon katsayısı elde etmiştir. Ayrıca Dunne ve diğ. (2001), savunma harcamaları ile ekonomik büyüme arasındaki Granger nedensellik analizinde, savunma harcamalarının ekonomik büyüme üzerinde negatif etkisi olduğu sonucuna ulaşmıştır. Ancak, Sezgin ve Yıldırım (2002), VAR analiz yoluyla 1949-1994 dönemi için askeri harcamaların, hem kısa hem de uzun dönemde ekonomik büyüme üzerinde olumlu etkisi olduğunu bulmuşlardır. Görkem ve Işık (2008), 1968-2006 dönemi için Granger nedenselliği yöntemini kullanarak; Yılcı ve Özcan (2010) ise, 1950-2006 dönemi için Toda-Yamamoto nedensellik testiyle yaptıkları analizlerde, savunma harcamalarından ekonomik

büyümeye yönelik nedensellik ilişkisine ulaşamamışlardır. Diğer yandan Demir (2011), mekânsal ekonometrik modelleme yönetimini, Alptekin (2012), Basar ve Kunu (2012) panel eşbütünleşme analiz yöntemini, Tekeoğlu (2008) ANOVA metodunu, Kalyoncu ve Yücel (2006) Engle-Granger eşbütünleşme metodunu kullanmışlardır; tüm bu çalışmalarda savunma harcamalarının büyüme üzerinde negatif etkisinin olduğu yönündeki sonuçlar elde edilmiştir. Yurttaşçıkmaz ve diğ. (2012) ARDL modellemesi yöntemini, Candar (2003) eşbütünleşme yöntemini, Karakaya ve Şahinoğlu (2020) ARDL sınır testi yaklaşımını kullanmışlardır; bu çalışmalar savunma harcamasının büyüme üzerinde pozitif etkileri olduğuna yönelik bulgular ortaya koymuşlardır. Bilgin ve Korkmaz (2017), eşbütünleşme ve nedensellik analizlerini kullanarak askeri harcamalar ve büyüme arasında çift yönlü bir nedensellik ilişkisine dair bulgular elde etmiştir. Topal (2018) eşbütünleşme yöntemini, Çevik ve Bektaş (2019) ise frekans alanında nedensellik testini kullanmıştır; her iki çalışma da savunma harcamalarının ekonomik büyüme üzerinde olumsuz etkisinin olduğu sonucuna ulaşmıştır. Gül ve Torusdağ (2020), cari açık, savunma harcamaları ve ekonomik büyüme arasındaki ilişkileri Hacker-Hatemi nedensellik testleri ile incelemiş ve savunma harcamalarından ekonomik büyümeye doğru bir nedensellik olmadığı sonucuna ulaşmışlardır.

Açıkça görülmektedir ki, savunma harcamaları ile ekonomik büyüme arasındaki ilişkinin biçimi oldukça tartışmalıdır. Benzer bir şekilde, Türkiye üzerine yapılan çalışmalarda da karşılıklı içeren bulgulara rastlanılmıştır. Ancak, bu çalışmalar savunma harcamalarının ekonomik büyüme üzerindeki etkilerin asimetrik niteliği üzerinde durmamışlardır. Bu çalışma, savunma harcamaları ile ekonomik büyüme arasındaki ilişki, bahsi geçen asimetrik etkileri içeren doğrusal olmayan otoregressif gecikmesi dağıtılmış model kullanarak, savunma harcamalarındaki artış ve azalışın ekonomik etkilerini ayrıştırarak analiz etmeyi amaçlamıştır. Uygulamadan elde edilen sonuçlar asimetrik etkilerin varlığını doğrulamaktadır.

3. YÖNTEM

Çalışmada 1960-2019 dönemi için yıllık seriler kullanılarak, Türkiye’de savunma harcamasının ekonomik büyüme üzerindeki etkisi doğrusal olmayan tahmin yöntemleri ile araştırılmıştır. Savunma harcaması (SH), Gayri Safi Yurtiçi Hâsıla (GSYH), Gayri Safi Sabit Sermaye Oluşumu (GSS) ve ihracat (İHR) değişkenleri Dünya Bankası (World Bank) veri setinden elde edilmiştir. Tüm değişkenler yerli para cinsinden tanımlıdır. Milli gelir değişkeni sabit fiyatlarla tanımlıyken, savunma harcaması, gayrisafi sabit sermaye oluşumu ve ihracat, GSYH Deflatörü kullanılarak reel hale getirilmiştir. Model tahminlerinde değişkenler doğal logaritmaları alınarak kullanıldığından, modellerdeki tahmin edilmiş katsayılar ilgili esneklikleri ifade etmektedir.

Savunma harcamalarının milli gelir üzerindeki etkilerini analiz ederken, bu değişkenler arasındaki ilişkilerin doğrusal olmaması ve savunma harcamalarındaki artış veya azalışın milli gelir üzerinde farklı etkiler yaratma potansiyeline sahip olması sebebiyle, Shin vd. (2014) tarafından geliştirilen, kısa ve uzun dönemli asimetrisi içeren doğrusal olmayan eşbütünleşme modelinin kullanılması uygun görülmüştür. Ayrıca, doğrusal olmayan otoregressif gecikmesi dağıtılmış (NARDL) model, dinamik hata düzeltme modeli formatında tanımlanmıştır. Böylelikle bu model bağımlı değişkenin bağımsız değişkenlere ait şoklara nasıl tepkiler verdiğini de göstermektedir. NARDL modeli çerçevesinde, aşağıdaki hesaplamalar yolu ile SH_t serisi ikiye ayrıştırılmaktadır; (1) numaralı denklem SH_t⁺ değişkenine ait formülü, (2) numaralı denklem ise SH_t⁻ değişkenine ait formülü göstermektedir:

$$SH_t^+ = \sum_{j=1}^t \Delta SH_t^+ = \sum_{j=1}^t \max(\Delta SH_{t,0}) \quad (1)$$

$$SH_t^- = \sum_{j=1}^t \Delta SH_t^- = \sum_{j=1}^t \min(\Delta SH_{t,0}) \quad (2)$$

Burada SH_t⁺ ve SH_t⁻ sırasıyla savunma harcamasındaki artış ve azalışların kısmi toplamlarını ifade etmektedir. Shin vd. (2014)’ü takip ederek ilgili NARDL modeli aşağıdaki gibi yazılabilir;

$$\Delta GSYİH_t = \omega_0 + \omega_1 GSYİH_{t-1} + \omega_2^+ SH_{t-1}^+ + \omega_2^- SH_{t-1}^- + \sum_{i=1}^P \lambda_i \Delta GSYİH_{t-i} + \sum_{i=0}^q \rho_i^+ \Delta SH_{t-i}^+ + \sum_{i=0}^q \varepsilon_i^- \Delta SH_{t-i}^- + u_t \quad (3)$$

Bu model kısa ve uzun dönemdeki asimetrileri içermektedir. Modelde, uzun dönemli ilişkiler düzey bazındaki değişkenlerle ifade edilmektedir. Savunma harcamasına ait uzun dönemli katsayılar $L_{SH}^+ = -\frac{\omega_2^+}{\omega_1}$ ve $L_{SH}^- = -\frac{\omega_2^-}{\omega_1}$ tanımlarını kullanarak elde edilmektedir. Bu katsayılar, milli gelirin savunma harcamalarına göre uzun dönemli esnekliklerini vermektedir. Ayrıca, savunma harcaması değişkeninin birinci farklarının gecikmelerine ait katsayılar da kısa dönemli asimetrileri işaret etmektedir. Bu modelin en küçük kareler tahminini elde ederek, doğrusal olmayan uzun dönemli asimetrik ilişkinin varlığını belirlemek mümkündür. Düzey bazındaki değişkenlerin katsayılarının bileşik bir şekilde sıfıra eşit olduğu hipotezi ($H_0: \omega_1 = \omega_2^+ = \omega_2^- = 0$) doğrusal olmayan asimetrik uzun dönemli ilişkinin var olmadığını ifade etmektedir. FPPS testi olarak bilinen bu testin uygulanma sürecinde Pesaran vd. (2001) tarafından sağlanan kritik değerler kullanılmaktadır. Eğer buna göre boş hipotez ret edilirse değişkenler arasında asimetrik doğrusal olmayan eşbütünleşmenin varlığı tespit edilmiş olacaktır. Wald testleri ise uzun dönem ve kısa dönem simetrilerinin belirlenmesinde kullanılmaktadır. Asimetrik uzun dönem katsayılarının birbirine eşit olduğu sıfır hipotezi ($H_0: L_{SH}^+ = L_{SH}^-$) uzun dönem simetrisini ortaya koymaktadır. Bu hipotezin reddi uzun dönemli asimetrinin varlığına işaret etmektedir. Öte yandan, kısa dönem simetrisi ise, modeldeki kısa dönem asimetrik katsayıların birbirine eşit olduğunu ifade eden hipotezin ($H_0 = \sum_{i=1}^{q-1} \rho_i^+ = \sum_{i=1}^{q-1} \varepsilon_i^-$) test edilmesi ile analiz edilmektedir. Bu hipotezin ret edilmesi kısa dönem asimetrinin varlığını işaret etmektedir. Gayrisafi sabit sermaye oluşumu ve ihracat değişkenlerinin dahil edilmesiyle NARDL modeli aşağıdaki gibi olmaktadır:

$$\Delta GSYİH_t = \omega_0 + \omega_1 GSYİH_{t-1} + \omega_2^+ SH_{t-1}^+ + \omega_2^- SH_{t-1}^- + \omega_3 GSSS_{t-1} + \omega_4 İHR_{t-1} + \sum_{i=1}^P \lambda_i \Delta GSYİH_{t-i} + \sum_{i=0}^q \rho_i^+ \Delta SH_{t-i}^+ + \sum_{i=0}^q \varepsilon_i^- \Delta SH_{t-i}^- + \sum_{i=1}^r \varepsilon_i \Delta GSSS_{t-i} + \sum_{i=1}^s \varepsilon_i \Delta İHR_{t-i} + u_t \quad (4)$$

Bu denklemden elde edilen katsayılardan hareketle $L_{SH}^+ = -\frac{\omega_2^+}{\omega_1}$ ve $L_{SH}^- = -\frac{\omega_2^-}{\omega_1}$ tanımları kullanılarak uzun dönemli esneklik katsayıları hesaplanmaktadır. Asimetrik doğrusal olmayan uzun dönemli ilişkinin var olup olmadığını belirlemek için de FPPS testi uygulanmaktadır. Burada $H_0: \omega_1 = \omega_2^+ = \omega_2^- = \omega_3 = \omega_4 = 0$ sıfır hipotezinin red edilmesi bu tip bir ilişkinin varlığını ortaya koymaktadır. Uzun dönemli ve kısa dönemli simetrilerin test edilmesi ise, (3) numaralı denklemde bu simetrilerin test edilmesi ile ilgili olarak yukarıda açıklanan Wald testlerinin, aynı şekilde bu denklemden (4) elde edilen tahminlere uygulanması ile gerçekleştirilmektedir.

Belirlenen örneklem dönemi için, bu veriler üzerinden NARDL modeline ek olarak Hatemi-J (2012) asimetrik nedensellik testi uygulanmıştır. Bu test seriler arasındaki pozitif ve negatif şoklara yönelik ilişkileri ayırtmaktadır. Aşağıdaki gibi rassal yürüyüş süreci özelliklerine sahip y_{1t} ve y_{2t} gibi iki seri arasındaki asimetrik nedensellik ilişkisi araştırılmaktadır.

$$y_{1t} = y_{1t-1} + \varepsilon_{1t} = y_{10} + \sum_{i=1}^t \varepsilon_{1i} \quad (5)$$

$$y_{2t} = y_{2t-1} + \varepsilon_{2t} = y_{20} + \sum_{i=1}^t \varepsilon_{2i} \quad (6)$$

Burada $t=1,2,\dots,T$ ve y_{10} ile y_{20} sabitleri başlangıç değerlerini gösterirken ε_{1i} ve ε_{2i} simgeleri beyaz gürültü bozukluk terimlerini işaret etmektedir. Buna bağlı olarak, pozitif ve negatif şoklar Hatemi-J (2012: 449) tarafından aşağıdaki şekilde tanımlanmaktadır;

$$\varepsilon_{1i}^+ = \max(\varepsilon_{1i}, 0) \quad \varepsilon_{2i}^+ = \max(\varepsilon_{2i}, 0) \quad (7)$$

$$\varepsilon_{1i}^- = \min(\varepsilon_{1i}, 0) \quad \varepsilon_{2i}^- = \min(\varepsilon_{2i}, 0) \quad (8)$$

Dolayısıyla bozukluk terimleri artık pozitif ve negatif şokların toplamları olarak tanımlanabilirler: Birincisi $\varepsilon_{1i} = \varepsilon_{1i}^+ + \varepsilon_{1i}^-$ ikincisi ise $\varepsilon_{2i} = \varepsilon_{2i}^+ + \varepsilon_{2i}^-$ şeklinde tanımlanır. Elde edilen bu bilgilerle birlikte y_{1t} ve y_{2t} denklemleri aşağıdaki şekilde yeniden tanımlanabilir:

$$y_{1t} = y_{1t-1} + \varepsilon_{1t} = y_{10} + \sum_{i=1}^t \varepsilon_{1i}^+ + \sum_{i=1}^t \varepsilon_{1i}^- \quad (9)$$

$$y_{2t} = y_{2t-1} + \varepsilon_{2t} = y_{20} + \sum_{i=1}^t \varepsilon_{2i}^+ + \sum_{i=1}^t \varepsilon_{2i}^- \quad (10)$$

Sonuç olarak her bir değişkene ait pozitif ve negatif şoklar aşağıdaki gibi kümülatif formda denklemler olarak yazılmaktadır;

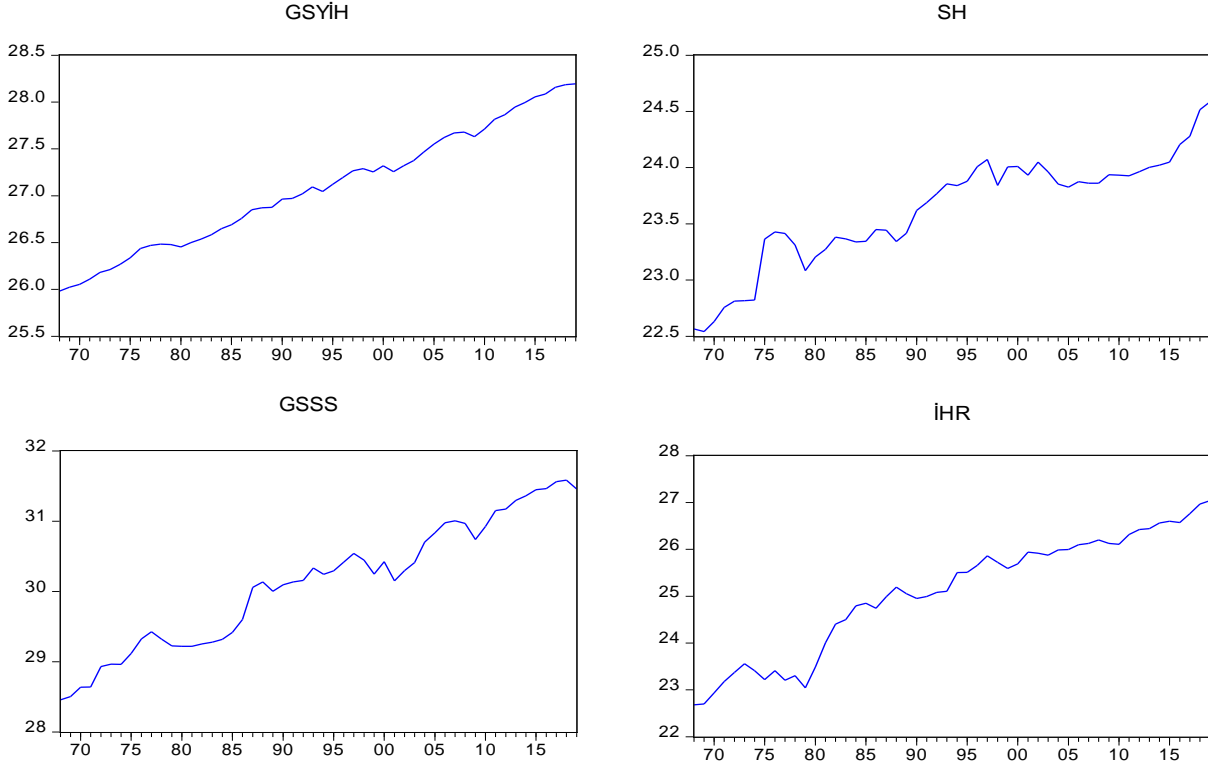
$$y_{1t}^+ = \sum_{i=1}^t \varepsilon_{1i}^+, \quad y_{1t}^- = \sum_{i=1}^t \varepsilon_{1i}^-, \quad y_{2t}^+ = \sum_{i=1}^t \varepsilon_{2i}^+, \quad y_{2t}^- = \sum_{i=1}^t \varepsilon_{2i}^- \quad (11)$$

Bu şekilde pozitif ve negatif şoklar ayrıştırıldıktan sonra uygulanan Wald testinden elde edilen test istatistikleri bootstrap tablo kritik değerlerinden büyükse sıfır hipotezi ret edilir ve asimetric bir nedenselliğin olduğu kabul edilir.

4. UYGULAMA SONUÇLARI

İlk olarak tahmin edilen modellerde kullanılan değişkenlere ait grafikleri Şekil 1'de verilmiştir. Bu grafikte ve uygulamanın tamamında gösterilen değişkenler aslında bu ilgili değişkenlerin doğal logaritmaları alınmış halidir. Örneğin GSYİH değişkeni $\ln(\text{GSYİH})$ olarak tanımlıdır. Şekil 1 değişkenlerin durağan olmadığını önsel olarak işaret etmektedir. Değişkenlerin kimi dönemlerde farklı patikalar takip etse de, genel olarak hepsinin artan bir uzun dönemli trende sahip olduğu görülebilmektedir. Serilerde hepsi için aynı şiddette olmasa da, genel olarak 1980, 2001 ve 2009 yılları için anlık kırılmalar gözlemlenebilmektedir.

Şekil 1: Değişkenlerin Zaman Serisi Grafikleri



Tablo 1'de de bu değişkenlerin tanımlayıcı istatistikleri verilmektedir. Bu tabloya göre GSYİH, SH, GSS ve İHR değişkenlerinin çalışmada kullanılan dönem için ortalamaları sırasıyla 26.91, 23.47, 30.11 ve 24, 78 olarak elde edilmiştir.

Serilerin ortalama ve medyan deęerleri birbirine yakın olduęundan, seriler simetrik daęılım özellięi göstermektedirler. Standart sapma deęerleri oldukça küçüktür; seriler ortalamalarından çok fazla uzaklaşmamış görünmektedir. Serilerin çarpıklık deęerleri her ne kadar negatif olduęu için daęılım saęa çarpık gibi görünse de, çarpıklık deęerleri çok düşük olduęundan (-0.5 ile 0.5 arasında) seriler simetriklerdir. Tüm serilerin basıklık deęerleri 3'den küçük olduęu için, normal daęılımdan daha basık daęılım özellięine sahiptirler. Ayrıca, Jarque-Bera test istatistiklerine ait p-deęerleri 0.01 ve 0.05 deęerlerinden büyük olduęu için, serilerin tamamı %1 ve %5 anlamlılık düzeylerinde normal daęılım özelliklerine sahiptirler.

Tablo 1: Deęişkenlere ait Tanımlayıcı İstatistikler

	GSYİH	SH	GSSS	İHR
Ortalama	26.915	23.472	30.111	24.784
Medyan	26.963	23.619	30.198	25.054
Maksimum	28.194	24.587	31.584	27.043
Minimum	25.542	22.267	28.457	22.510
Standart Sapma	0.7486	0.6155	0.9011	1.4368
Çarpıklık	-0.0240	-0.5302	-0.0910	-0.2462
Basıklık	1.9761	2.2327	1.9158	1.6172
Jarque-Bera	2.5825	4.2120	2.6183	5.2965
P-deęeri	0.2749	0.1217	0.2700	0.0707

Modellerde kullanılan deęişkenlerin zaman serisi özellikleri, bir başka ifadeyle bu deęişkenlerin duraęan olup olmadıkları belirlenmelidir. Bu noktada genelleştirilmiş Dickey-Fuller (ADF) testi kullanılabilir. Tablo 2 analizde kullanılan deęişkenlerin ADF birim kök testlerinin sonuçlarını göstermektedir. Daha önce belirtildięi üzere, tabloda gösterilen deęişkenler ilgili deęişkenlerin doęal logaritmaları alınmış halidir.

Tablo 2'de birinci sütun deęişkenlerin düzey bazındaki ADF test istatistiklerini vermektedir. Bu test istatistikleri istatistiksel olarak anlamlı bulunmamışlardır; birim kökün varlığını gösteren temel hipotez ret edilememiştir. Deęişkenlerin birinci farklarına yönelik ADF test istatistikleri anlamlı bulunmuştur; deęişkenler birinci fark duraęan I(1) deęişkenler olarak bulunmuşlardır.

Tablo 2: ADF Birim Kök Test Sonuçları

	Düzye ^a	Birinci Fark ^b
GSYİH	-3.22 (1)	-2.35 (1)*
SH	-2.26 (1)	-6.53 (1)**
GSSS	-3.40 (1)	-5.59 (1)**
İHR	-2.58 (1)	-5.04 (1)**

Parantez içindeki rakamlar Schwarz bilgi kriterine göre uygu gecikme sayılarını göstermektedir, ^a testler sabit ve trend içerir, ^b testler sabit ve trend içermez, *yüzde 5 anlamlılık düzeyinde test istatistięi anlamlıdır, **yüzde 1 anlamlılık düzeyinde test istatistięi anlamlıdır

Uygulamada kullanılan deęişkenlerin uzun dönemli bir süreci içerdięi için, yapısal kırılmaya maruz kalmış olabilirler. Bu nedenle, yapısal kırılmalı birim kök testlerinin uygulanması önemli olmaktadır. Bunlardan biri olan Zivot-Andrews (1992) yapısal kırılmalı birim kök testinde, yapısal kırılmanın bilinmedięi varsayımı altında, kırılma zamanı içsel olarak belirlenmektedir. Testin uygulanmasında

üç model tanımlanmaktadır. Model A sabitte kırılma, Model B trendde kırılma, Model C ise hem sabitte hem de trendde kırılmaya izin veren modellerdir:

$$\text{Model A: } Y_t = \mu + \beta t + \theta DU(\lambda) + \alpha Y_{t-1} + \sum_{i=1}^k c_i \Delta Y_{t-i} + e_t \quad (12)$$

$$\text{Model B: } Y_t = \mu + \beta t + \gamma DT(\lambda) + \alpha Y_{t-1} + \sum_{i=1}^k c_i \Delta Y_{t-i} + e_t \quad (13)$$

$$\text{Model C: } Y_t = \mu + \beta t + \theta DU(\lambda) + \gamma DT(\lambda) + \alpha Y_{t-1} + \sum_{i=1}^k c_i \Delta Y_{t-i} + e_t \quad (14)$$

Burada $t > T\lambda$ olduğunda kukla değişken $DU(\lambda)=1$ olurken, $t \leq T\lambda$ olduğunda $DU(\lambda)=0$ olmaktadır. Ayrıca $t > T\lambda$ olduğunda diğer kukla değişken $DT(\lambda)=t-T\lambda$, $t \leq T\lambda$ olduğunda ise $DT(\lambda)=0$ olmaktadır.

Kırılma zamanının tespitinde $t=2, \dots, (T-1)$ için ardışık olarak $T-2$ sayıda regresyon tahmin edilir, α katsayısının en küçük t değerine sahip olduğu modeldeki tarih uygun kırılma tarihidir. Kırılma tarihi bulunduktan sonra α katsayısının hesaplanan t değeri kritik değerle karşılaştırılır; t istatistiği kritik değerden küçük olursa birim kökün varlığını işaret eden temel hipotez ret edilir.

Tablo 3 çalışmada kullanılan değişkenlere uygulanmış olan Zivot-Andrews (1992) yapısal kırılmalı birim kök testi sonuçlarını göstermektedir. Tabloda üçüncü ve dördüncü sütunlar değişkenlerin düzeyde ve birinci farklarındaki Zivot-Andrews birim kök testi test istatistiklerini vermektedir. Son iki sütun ise, değişkenlerin düzeyde birim kök testlerinde tespit edilen kırılma noktalarını ve birinci farklar cinsinden birim kök testlerinde tespit edilen kırılma noktalarını vermektedir.

Tablo 3: Zivot-Andrews Tek Yapısal Kırılmalı Birim Kök Testi

Değişken	Model	Düzyey Test İstatistiği	Birinci Fark Test İstatistiği	Düzyey Kırılma Noktası	Birinci Fark Kırılma Noktası
GSYİH	Model A	-3.313	-7.928**	1994	2003
	Model B	-3.171	-7.630**	1969	1980
	Model C	-3.759	-7.874**	1999	2003
SH	Model A	-3.589	-7.792**	2003	1972
	Model B	-2.992	-7.664**	1976	2009
	Model C	-3.434	-8.107**	1975	1977
GSSS	Model A	-4.143	-6.727**	1998	2002
	Model B	-3.441	-6.463**	1991	1979
	Model C	-4.075	-6.679**	1998	2003
İHR	Model A	-5.717*	-8.792**	1981	1980
	Model B	-3.767	-8.110**	1995	1983
	Model C	-5.618**	-8.581**	1981	1980

*%5 anlamlılık, %1 yüzde 1 anlamlılık düzeyinde test istatistiklerinin anlamlı olduğunu göstermektedir. Model A sabitte, model B trendde, model C ise hem sabit hem de trendde kırılmayı ifade etmektedir. Kritik değerler Zivot-Andrews (1992) tarafından verilmektedir.

Tablonun üçüncü sütununda gösterildiği üzere GSYİH, SH, GSSS değişkenleri, Model A, Model B ve Model C üzerinden değerlendirildiğinde, İHR değişkeni ise Model B çerçevesinde düzeyde durağan değildirler; hiçbir test istatistiği ne %1 ne de %5 anlamlılık düzeylerinde anlamlı olmadığından birim kökü işaret eden sıfır hipotezi hiçbirinde ret edilmemiştir. Dördüncü sütundaki tüm test istatistikleri ise hem %1 hem de %5 anlamlılık düzeylerinde istatistiksel olarak anlamlıdır; bu serilerin birinci farkları alındığında hepsi durağan çıkmaktadır. Sonuç olarak, tek kırılmalı birim kök testlerine göre değişkenler $I(1)$ özelliğine sahiptirler; bunlar fark durağan değişkenlerdir.

Yapısal kırılmanın birden fazla olma olasılığı dikkate alınarak, bu çalışmada Lee-Strazicich (2003) iki kırılmalı birim kök testleri uygulanmıştır. Lee-Strazicich (2003) iki kırılmalı Lagrange çarpanı (LM) birim kök testini ifade eder. Bu yöntemde aşağıdaki veri yaratma süreci esas alınmaktadır;

$$Y_t = \delta Z_t + e_t \quad e_t = \beta e_{t-1} + \varepsilon_t \quad (15)$$

Burada Z_t dışsal değişkenler vektörünü ε_t ise iid(0, σ^2) özelliğini gösteren kalıntıları ifade etmektedir. LM birim kök test istatistiği aşağıdaki regresyondan elde edilir;

$$Y_t = \delta Z_t + \phi \tilde{S}_{t-1} + u_t \quad (16)$$

Burada $\tilde{S}_t = Y_t - \tilde{\Psi}_x - Z_t \tilde{\delta}$ ve $t=2, \dots, T$ şeklindedir. $\tilde{\Psi}_x$ terimi $Y_1 - Z_1 \tilde{\delta}$ ile elde edilir. $\tilde{\delta}$ simgesi ΔY_t 'nin ΔZ_t 'ye göre regresyonundan elde edilen katsayılarıdır. Sabitte iki kırılmaya izin veren birim kök testi için Model AA kullanılır. Bu durumda $t \geq T_{Bj}+1$ iken $j=1,2$ için $D_{jt}=1$ diğer durumlarda 0 değerini alan gölge değişkeni gösterirken, Z_t yerine $[1, t, D_{1t}, DT_{1t}]'$ yazılır. Sabitte ve trendde iki kırılmaya izin veren Model CC'de DT_{jt} kukla değişkeni $t \geq T_{Bj}+1$ olduğunda $t-T_{Bj}$ değerini, diğer durumlarda 0 değerini alırken, Z_t yerine $[1, t, D_{1t}, D_{2t}, DT_{1t}, DT_{2t}]'$ yazılır. Burada T_B kırılma zamanını göstermektedir. LM test istatistiği $\tilde{c}: \emptyset = 0$ temel hipotezini test eden t istatistiğidir. T_B kırılma tarihi olası kırılma zamanları için minimum birim kök t istatistiğini verecek şekilde seçilir. LM testinde temel hipotezin reddi birim kökün olmadığını ifade etmektedir.

Lee-Strazicich (2003) birim kök testine yönelik sonuçlar Tablo 4'de verilmektedir. Tablonun üçüncü sütunu değişkenlere düzey bazında iki kırılmalı birim kök testi uygulandığında elde edilen test istatistiklerini vermektedir. GSYİH, SH, İHR değişkenleri hem Model AA hem de Model CC açısından, GSSS değişkeni de Model CC açısından düzeyde durağan bulunmamışlardır; test istatistikleri istatistiksel olarak %5 ve %1 anlamlılık düzeylerinde istatistiksel olarak anlamlı değildir. Değişkenlerin birinci farkları alındığında, dördüncü sütundaki bulgulara göre, Model AA için GSYİH, SH ve GSSS serilerinin birinci farkları %1'de, Model CC için GSYİH, GSSS ve İHR serilerinin birinci farkları %5'de, SH serisinin birinci farkı %1'de durağan bulunmaktadır. Bu test sonuçlarına göre, değişkenlerin hepsi hemen hemen her modelde birinci fark durağan I(1) değişkenler olarak ortaya çıkmıştır.

Tablo 4: Lee-Strazicich (2003) İki Kırılmalı Birim Kök Testi

Değişken	Model	Düzyey Test İstatistiği	Birinci Fark Test İstatistiği	Düzyey Kırılma Noktaları	Birinci Fark Kırılma Noktaları
GSYİH	Model AA	-2.978	-7.337**	1993 2000	1971 1976
	Model CC	-5.512	-6.735*	1972 2010	1971 1976
SH	Model AA	-3.061	-7.327**	1974 1987	1978 1996
	Model CC	-4.670	-7.054**	1973 2004	1974 1986
GSSS	Model AA	-4.182**	5.943**	2000 2003	1978 1981
	Model CC	-4.523	-6.366*	1985 2002	1978 1981
İHR	Model AA	-4.023	-3.171	1979 1981	1973 1976
	Model CC	-5.777	-6.181*	1978 1987	1978 1984

*%5 anlamlılık düzeyinde, **%1 anlamlılık düzeyinde temel hipotezin reddedildiğini göstermektedir. Model AA sabitte, model CC sabit ve trendde kırılmayı tanımlamaktadır.

Gerçekleştirilen tüm bu birim kök testleri uyumlu sonuçlar vermişlerdir. Yapısal kırılmanın dikkate alınmadığı ADF birim kök testlerinde Tablo 2'de gösterildiği gibi bütün değişkenler düzeyde birim kök içermesine rağmen birinci farkları alındığında durağan olmuşlardır. Yapısal tek kırılmalı Zivot-

Andrews birim kök testi sonuçları Tablo 3'de gösterildiği gibi, tüm değişkenlerin Model B için düzeyde durağan olmadığını, İHR dışındaki tüm değişkenlerin ise Model A ve Model C için düzeyde durağan olmadığını göstermektedir. Tüm bu değişkenlerin birinci farkı alındığında ise hepsi %1'de durağan hale gelmektedir. Lee-Strazicich iki kırılmalı birim kök testi sonuçları (Tablo 4) Model CC için hiçbir değişkenin düzeyde durağan olmadığını, Model AA için ise GSSS hariç hiç birinin düzeyde durağan olmadığını ortaya koymaktadır. Birinci farklar alındığında ise, tüm değişkenler durağan olarak tespit edilmiştir. Burada uygulanan farklı birim kök testleri, birbirleri ile genel bir uyum içerisinde, değişkenlerin düzeyde durağan olmadığını, fark durağan olduklarını göstermişlerdir.

Birim kök testleri yapılan ve I(1) özelliğe sahip olan değişkenler arasında doğrusal olmayan uzun dönemli bir ilişkinin olup olmadığını belirlemek amacıyla NARDL modelleri tahmin edilmiştir. Tablo 5 tahmin edilen NARDL modellerini göstermektedir; model 1 denklem (3) ile ifade edilen modelin tahmini, model 2 ise (4) numaralı denklem ile tanımlanan modelin tahminidir.

Bu modeller milli gelir ile savunma harcamaları arasındaki doğrusal olmayan ilişkiyi ve kısa-uzun dönem asimetrisini içermektedir. Öncelikle, tabloda gösterilen tanı testlerini tahmin edilen modellerin istatistiksel olarak kabul edilebilir modeller olduklarını göstermiştir. LM ve HET test istatistikleri, sırasıyla kalıntılarda otokorelasyon ve değişen varyans sorununun olup olmadığını test edilmesinde kullanılır. Her iki test istatistiği de tahmin edilen modellerde otokorelasyon ve değişen varyans sorunu olmadığını göstermiştir. CUSUM test sonuçları tahminlerin istikrarlı olduğunu göstermektedir.

Tahmin edilen birinci modelde 1994, 2001 ve 2008 krizlerinin etkisini dikkate almak üzere D94, D01 ve D09 kukla değişkenleri modele dahil edilmiştir; bu değişkenlerin her biri istatistiksel olarak anlamlı bulunmuştur. İkinci modelde ise bu kukla değişkenlerden yalnızca istatistiksel olarak anlamlı olan ikisi (D94 ve D09) yer almıştır.

Model 1: Tablo 5'de gösterilen model tahminleri için, modeldeki değişkenler arasında asimetric doğrusal olmayan eşbütünleşmenin tespit edilmesi için FPPS testi yapılmıştır. Bu test için gerekli olan kritik değerler Pesaran vd. (2001)'den elde edilmiştir; yüzde 5 ve yüzde 1 anlamlılık düzeyleri için 4.85 ve 6.36 kritik değerleridir. Model 1'de hesaplanan FPPS test istatistiği 9.90 olarak bulunmuştur; bu değer her iki kritik değerden de büyük olduğundan bu anlamlılık düzeylerinde sıfır hipotezi reddedilmiştir. Elde edilen sonuca göre Model 1 tahmininde, değişkenler arasında (GSYİH ve SH) doğrusal olmayan asimetric eşbütünleşme ilişkisinin varlığı tespit edilmiştir.

Uzun dönem simetrisini için kullanılan test istatistiği W_{LR} bu model için 53.23 olarak hesaplanmıştır; p-değeri yüzde 5 ve yüzde 1 anlamlılık düzeylerinde boş hipotezin ret edildiğini göstermiştir. Sonuç olarak modelde uzun dönem asimetrisin varlığı tespit edilmiştir. Tahmin edilen Model 1'de savunma harcamalarına ait kısa dönem değişkenlerinden ΔSH_{t-i}^+ değişkeni modelde yer almazken ΔSH_{t-i}^- değişkenleri yer almıştır. Bu sebeple, değişkenler arasında kısa dönemli asimetric ilişkinin var olduğu tespit edilmiştir.

Uzun dönemli esneklik katsayıları L_{SH}^+ ve L_{SH}^- modelden tahmin edilen değişkenlere ait katsayılar kullanılarak $L_{SH}^+ = -\frac{\omega_2^+}{\omega_1}$ ve $L_{SH}^- = -\frac{\omega_2^-}{\omega_1}$ formülleri yardımıyla hesaplanmıştır. Savunma harcamalarındaki artış yönlü uzun dönem esneklik katsayısı olan L_{SH}^+ değeri 0.35 olarak elde edilmiştir. Ancak, tahmin edilen modelde SH_{t-1}^+ değişkenine ait katsayı istatistiksel olarak anlamlı değildir. Savunma harcamasındaki azalış yönlü esneklik katsayısı olan L_{SH}^- değeri -0.97 olarak elde edilmiştir. Buna göre savunma harcamalarındaki %1'lik bir azalma milli gelirden yaklaşık olarak yüzde 0.9'lük bir artışa yol açmaktadır. Sonuç olarak, Model 1 çerçevesinde savunma harcamasında azalmanın milli gelir üzerinde olumlu bir etkiye neden olduğu tespit edilmiştir.

Model 2: Tahmin edilen ikinci modelde FPPS istatistiği 5.77 olarak elde edilmiştir. Bu test için kritik değerler yüzde 5 ve yüzde 1 anlamlılık düzeylerinde 4.01 ve 5.06 olarak elde edilmiştir. Test

istatistiği her iki anlamlılık düzeyinde de istatistiksel olarak anlamlıdır. Dolayısıyla, tahmin edilen Model 2’de değişkenler (GSYİH, SH, GSSS ve İHR) arasında doğrusal olmayan asimetrik eşbütünleşme ilişkisi varlığı tespit edilmiştir.

Tablo 5: Tahmin Edilen NARDL Modelleri

Model 1		Model 2	
Değişken	Katsayı	Değişken	Katsayı
C	2.782**	C	1.277
GSYİH _{t-1}	-0.105**	GSYİH _{t-1}	-0,159**
SH ⁺ _{t-1}	0.037	SH ⁺ _{t-1}	0.021
SH ⁻ _{t-1}	-0.102**	SH ⁻ _{t-1}	-0.068*
ΔSH ⁻ _{t-1}	0.389**	İHR _{t-1}	-0.044**
ΔSH ⁻ _{t-3}	0.182*	GSSS	0.136**
D94	-0.104**	D94	-0.061**
D01	-0.092**	D09	-0.050**
D09	-0.121**	ΔGSYİH _{t-1}	-0.262**
-	-	ΔGSYİH _{t-3}	-0.170*
-	-	ΔSH ⁻ _{t-1}	0.209**
-	-	ΔİHR _{t-2}	0.040*
-	-	ΔİHR _{t-3}	0.071**
-	-	ΔİHR _{t-4}	0.033
-	-	ΔİHR	-0.036*
-	-	ΔGSSS	0.231**
-	-	ΔGSSS _{t-4}	-0.079**
R ²	0.62	R ²	0.91
Adj.R ²	0.56	Adj R ²	0.86
LM	0.592	LM	2.098
	(0.74)		(0.14)
HET	4.124	HET	17.87
	(0.84)		(0.33)
CUSUM	istikrarlı	CUSUM	istikrarlı
F _{PPS}	9.90	F _{PPS}	5.77
L ⁺	0.35	L ⁺	0.13
L ⁻	-0.97	L ⁻	-0.43
W _{LR}	53.23	W _{LR}	12.82
	(0.000)		(0.001)

Parantez içindeki değerler p-değerleridir, *tahmin edilen katsayı % 5 anlamlılık düzeyinde istatistiksel olarak anlamlıdır, **tahmin edilen katsayı % 1’de istatistiksel olarak anlamlıdır

Model 2 için hesaplanan W_{LR} istatistik değeri 12.82 ve buna ilişkin p-değeri ise 0.001 olduğundan, H₀: L_{SH}⁺ = L_{SH}⁻ hipotezi red edilmektedir. Bir başka ifadeyle, milli gelir ve savunma harcaması arasında uzun dönemli asimetri bulgusu elde edilmiştir. Model 2’de ΔSH⁺_{t-i} değişkeni yer almazken ΔSH⁻_{t-i} değişkeni yer almıştır. Bu nedenle, milli gelir ve savunma harcaması arasında kısa dönemli asimetrik ilişkinin varlığı bulunmuştur.

Model 2 için savunma harcamalarındaki artışa ilişkin L_{SH}⁺ değeri 0.13 olarak elde edilmiştir. Ancak, SH⁺_{t-1} değişkenine ait tahmin edilen katsayı istatistiksel olarak anlamlı bulunmamıştır. Savunma harcamalarındaki azalışı ifade eden L_{SH}⁻ ise -0.43 olarak elde edilmiş ve SH⁻_{t-1} değişkenine ait tahmin edilen katsayı istatistiksel olarak anlamlı bulunmuştur. Model 2 çerçevesinde, savunma harcamalarındaki yüzde 1’lik azalmanın milli gelirden yaklaşık yüzde 0.4’lük bir artışa yol açtığı

bulgusu elde edilmiştir. Elde edilen bu sonuç birinci modelde elde edilen bulguları desteklemektedir. Her ne kadar birinci modelde milli gelirin savunma harcamalarındaki azalışa göre esnekliği daha büyük (-0.97) bulunmuş olsa da, her iki esneklik de hem aynı işaretle hem de istatistiksel olarak anlamlı bulunmuşlardır. Dolayısıyla, her iki modele göre savunma harcamalarındaki artışın milli gelire bir etkisi olmazken, savunma harcamalarındaki azalmanın uzun dönemde milli gelir üzerinde arttırıcı etkisi bulunmaktadır. Sonuç olarak, çalışmada kullanılan örneklem dönemi için savunma harcamalarındaki azalmanın ekonomik büyümeye olumlu etkisi olduğu yönündeki bulgulara ulaşılmıştır.

Son olarak Hatemi-J (2012) asimetrik nedensellik testleri uygulanmıştır. Teste ilişkin sonuçlar Tablo 6'da verilmektedir. Tabloda $GSYİH^+$ ve $GSYİH^-$ milli gelirdeki pozitif ve negatif şokları, SH^+ ve SH^- ise savunma harcamasındaki pozitif ve negatif şokları göstermektedir. Tabloda $GSYH$ ve SH değişkenlerine ait pozitif ve negatif şokları arasında nedensellik ilişkilerinin olup olmadığına dair bulgular gösterilmektedir.

Tablo 6: Hatemi-J (2012) Asimetrik Nedensellik Testi

Temel Hipotez	Test İstatistiği	Bootstrap Kritik Değerler		Temel Hipotez	Test İstatistiği	Bootstrap Kritik Değerler	
		%1	%5			%1	%5
$GSYİH^+ \nrightarrow SH^+$	1.044	15.810	8.437	$SH^+ \nrightarrow GSYİH^+$	6.875	11.831	6.943
$GSYİH^- \nrightarrow SH^-$	1.729	15.792	9.928	$SH^- \nrightarrow GSYİH^-$	65.706**	21.565	5.338
$GSYİH^+ \nrightarrow SH^-$	1.296	46.031	10.228	$SH^+ \nrightarrow GSYİH^-$	0.057	8.215	3.787
$GSYİH^- \nrightarrow SH^+$	0.266	29.212	5.924	$SH^- \nrightarrow GSYİH^+$	7.041*	8.146	4.277

\nrightarrow simgesi nedenselliğin olmadığı temel hipotezini ifade etmektedir. * ve **işaretleri yüzde 5 ve yüzde 1 anlamlılık düzeylerinde temel hipotezin reddini göstermektedir.

Tablonun birinci ve beşinci sütunları ilgili değişkenler arasında nedenselliğin olmadığını ifade eden temel hipotezleri vermektedir. İkinci ve altıncı sütunlar hesaplanan test istatistiklerini vermektedir. Milli gelirden savunma harcamalarına yönelik olarak yapılan asimetrik nedensellik testlerinin hiçbirinde temel hipotez reddedilmemiştir; dolayısıyla milli gelirden savunma harcamasına doğru asimetrik nedensellik ilişkisi bulunmamıştır. Savunma harcamasından milli gelire yönelik olarak yapılan asimetrik nedensellik testlerinden, sadece savunma harcamasındaki negatif şoklardan milli gelire yönelik nedensellik testlerinde temel hipotez reddedilmiştir. Buna karşın, savunma harcamasındaki pozitif şoklardan milli gelire yönelik nedensellik testlerinde temel hipotezler reddedilmemiştir. Sonuç olarak, savunma harcamasındaki pozitif şokların milli gelir üzerinde hiçbir nedensellik etkisi bulunmamışken, savunma harcamasındaki negatif şokların milli gelir üzerinde nedensellik etkisinin olduğu belirlenmiştir. Bu durum, savunma harcamasından milli gelire yönelik asimetrik bir etkinin varlığını ortaya koyan bulguyu sağlamıştır.

NARDL modeli tahmininden elde edilen sonuçlar ile Hatemi-J asimetrik nedensellik testinden elde edilen sonuçlar uyumluluk göstermektedir. *NARDL* model tahminlerine göre hem Model 1 hem de Model 2 için uygulanan testler (W_{LR} ve W_{SR}) kısa ve uzun dönemde asimetrik etkilerin varlığını onaylamıştır. Ayrıca, Tablo 5'de gösterildiği gibi, her iki modelde de SH^+_{t-1} değişkenlerinin katsayıları istatistiksel olarak anlamsızken, SH^-_{t-1} değişkenlerinin katsayıları istatistiksel olarak anlamlı bulunmuşlardır. Savunma harcamasındaki artışın büyüme üzerinde anlamlı bir etkisi görünmezken, savunma harcamasındaki düşüşün büyüme üzerinde etkisi tespit edilmiştir. Hatemi-J test

bulgularının olduğu Tablo 6'ya göre milli gelirden savunma harcamasına yönelik asimetrik nedensellik bulunmamıştır. Bundan daha önemlisi, SH' ten $GSYH'$ ye yönelik hiçbir nedensellik tespit edilmemişken, SH' den $GSYH'$ ye yönelik nedensellik elde edilmiştir. Bir başka ifadeyle, savunma harcamasındaki artıştan milli gelire yönelik bir nedensellik yok iken, savunma harcamasındaki düşüşten milli gelire yönelik bir nedensellik bulunmaktadır. Sonuç olarak, her iki yöntem de savunma harcamasının büyüme üzerindeki asimetrik etkilerinin varlığını destekleyen sonuçlar vermiştir. Ayrıca, elde edilen bulgular savunma harcamasındaki düşüşün büyüme üzerinde anlamlı bir etkiye sahip olduğunu ortaya koymuştur.

5. SONUÇ

Savunma harcamalarının ekonomik büyüme üzerindeki etkileri özellikle gelişmekte olan ülkelerde, olumsuz yönleri ile yer almaktadır. Bu bağlamda, ekonomik kalkınma için kullanılacak yeterli olmayan sınırlı kaynakların savunma harcamaları yolu ile kullanılması ve bunun yarattığı olumsuz etkiler ifade edilmektedir. Bu çalışmada, doğrusal olmayan eşbütünleşme model (NARDL) tahminleri ve asimetrik nedensellik testi (Hatemi-J) uyumlu sonuçlar ortaya koymuşlardır. NARDL model tahminlerine göre yapılan asimetri testleri uzun ve kısa dönemde asimetrik etkilerin olduğunu onaylamıştır. Savunma harcamasındaki artışların kısmi toplamlarını ifade eden değişkenin tahmin edilen katsayısı istatistiksel olarak anlamsızken, azalışların kısmi toplamlarını ifade eden değişkenin tahmin katsayısı istatistiksel olarak anlamlıdır; savunma harcamasındaki artışların büyüme üzerinde anlamlı bir etkisi yok iken, azalışların anlamlı bir etkisi bulunmuştur. Hatemi-J asimetrik nedensellik test sonuçları öncelikle milli gelirden savunma harcamasına yönelik herhangi bir nedensellik ortaya koymamıştır. Daha da önemlisi, bu testin sonuçlarına göre savunma harcamasındaki artışlardan milli gelire yönelik bir nedensellik bulunmazken, savunma harcamasındaki azalışlardan milli gelire yönelik nedensellik elde edilmiştir. Bu sonuçlar, NARDL modeli tahmininden elde edilen sonuçlarla uyumludur; savunma harcamalarının artış değil, azalış büyüme üzerinde etkiye sahiptir. Kullanılan yöntemlere göre, savunma harcaması artışının, ekonomik büyüme üzerinde bir etkisi bulunmamıştır. Bu anlamda, savunma harcamalarındaki artışın çoğaltan yoluyla büyüme üzerinde olumlu sonuçlara neden olacağını ifade eden Keynesyen yaklaşımı destekleyen sonuçlara ulaşılmamıştır. NARDL model tahminlerinden elde edilen bulgulardan hesaplanan uzun dönemli esneklik katsayıları, savunma harcamasındaki azalmanın ise ekonomik büyüme üzerinde olumlu etkilere sahip olduğunu göstermiştir. Elde edilen bulgular, Türkiye'de örneklem dönemi içerisinde, savunma harcamalarının azalmasıyla serbest kalan sınırlı kaynakların, daha etkin kullanıldıkları sektörlerle yönelmesinin ekonomik büyümeyi pozitif yönde etkilediğini ifade eden yaklaşımı desteklemiştir.

Türkiye savunma sanayinin uzun yıllar boyunca ithal girdi ve ürünlere bağlı kalmış olması, teknoloji ve yenilikle ilgili gelişmelerin eksik ve yetersiz olması, dolayısıyla savunma sanayindeki teknolojilerin yayılma etkilerinin ve beşeri sermayeyi arttırıcı gelişmelerin tecrübe edilmemesi, savunma harcamalarındaki artışın ekonomik büyüme üzerinde pozitif etkilerinin ortaya çıkmasını engellemiştir. Bu durum savunma harcamasındaki artışın, ekonomik büyüme üzerinde anlamlı bir etkisinin olmadığı yönünde elde edilen sonuçlar ile uyumluluk göstermektedir. Savunma sanayinde gerçekleştirilecek teknolojik yeniliklerin yayılma etkisinin, ekonomik büyümeyi olumlu yönde etkileme potansiyelini de göz ardı etmeden, kamu bütçesinde ekonominin uzun dönemde üretme kapasitesini arttıracak harcamalara ağırlık verilmesi gerekmektedir. Dolayısıyla, savunma harcamalarına yöneltilen kaynakların daha etkin olarak kullanıldıkları alanlara yönlendirilmesi, ya da bir başka ifadeyle savunma harcamasının azaltılması ekonomik büyüme açısından olumlu sonuçlar doğuracaktır.

KAYNAKÇA

- Akal, M., Dogruyol, A. ve Bilisli, K. (2011). Sanghay İşbirliği Örgütü Ve Türkiye-Iran Savunma Harcamaları Nedenselliği Testi. Akademik Bakış Dergisi, Sayı 23, 1-15
- Ali, M.A. ve Ather, M. (2015). Impact of defence expenditure on economic growth: time series evidence from Pakistan. Global Journal of Management and Business Research, 14(9), 27-31.
- Alptekin, V. (2012). Benoit Hipotezi: Seçilmiş Oecd Ülkeleri Ölçeğinde Panel Veriler Yardımıyla Analizi. Celal Bayar Üniversitesi Sosyal Bilimler Dergisi, 10(2), 204-215.
- Ball, N. (1983). Defence and development: a critique of the Benoit study. Economic Development and Cultural Change, 31(3), 507-524.
- Basar, S. ve Kunu, S.S. (2012). Savunma Harcamalarının İktisadi Büyümeye Etkisi. Kafkas Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü Dergisi, 1(10), 1-30.
- Benoit, E. (1978). Growth and Defense in LDCs. Economic Development and Cultural Change, 26, 271-280.
- Bilgin, T., ve Korkmaz, Ö. (2017). Askeri harcamalar ile ekonomik büyüme arasındaki ilişki: Türkiye ve Amerika Birleşik Devletleri'nin karşılaştırmalı analizi. Uluslararası İktisadi ve İdari İncelemeler Dergisi (IJEAS), 18, 289-316.
- Biswas, B. (1993). Defense Spending and Economic Growth in LCDs: In Defense Spending and Economic Growth. Ed. James E. Payne and Anandi P. Sahu. Boulder, CO: Westview Press.
- Candar, Ö. (2003). Military expenditures and economic growth in Turkey. doctoral dissertation, Department of Management, Institute of Economics and Social Sciences, Bilkent University.
- Cappelen, A., Gleditsch, N.P. ve Bjerkholt, O. (1987). Military Spending and Economic Growth in OECD Countries. Journal of Peace Research 21, 361-73.
- Chan, S. (1987). Military Expenditures and Economic Performance. World Military Expenditures and Arms Transfers, Washington, DC: U.S. Arms Control and Disarmament Agency.
- Deger, S. ve Smith, R. (1983). Military Expenditure and Growth in LDCs. Journal of Conflict Resolution, 27, 335-353.
- Deger, S. ve Sen, S. (1995). Military Expenditures and Third World Countries. Handbook of Defense Economics. Ed. K.Hartley and T. Sandler, BV Amsterdam: Elsevier Science.
- DeGrasse, Robert, W. Jr. (1983). Military Expansion Economic Decline: The Impact of Military Spending on U.S. Economic Performance. Armonk, NY: M. E. Sharpe.
- Demir, A. (2011). Türkiye'de İl Bazında Sivil ve Askeri Savunma Harcamalarının Ekonomik Büyüme Üzerindeki Etkisi: Mekânsal Ekonometri Yaklaşımı. Afyon Kocatepe Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü Dergisi, 13(1).
- Dunne, J.P. ve Nikolaidou, E. (2012). Defence spending and economic growth in the EU15. Defence and Peace Economics, 23(6), 537-548.
- Dunne, Paul, J., Nikolaiodu E., ve Voguas, D. (2001). A Defense Spending and Economic Growth: A Causal Analysis for Greece and Turkey. Defence and Peace Economics, 12, 5-26.
- Elveren, A.Y. (2016). Military expenditures and profit rates: evidence from OECD countries. Metroeconomica, 67(3), 551-577.
- Görkem, Hilal ve Işık, S. (2008). Türkiye'de Savunma Harcamaları Ve Ekonomik Büyüme Arasındaki İlişki. Marmara Üniversitesi I.I.B.F Dergisi, 25(2), 405-424

- Hatemi-J, A. (2012), Asymmetric Causality Tests with an Application, *Empirical Economics*, 43(1), 447-456.
- Jalil, A., Abbasi, H.K.N. ve Bibi, N. (2016). Military expenditures and economic growth: allowing structural breaks in time series analysis in the case of India and Pakistan. *Quality & Quantity*, 50(4), 1487-1505.
- Kalyoncu, H. ve Yucel, F. (2006). An analytical approach on defence expenditure and economic growth: the case of Turkey and Greece. *Journal of Economic Studies*, 33(5), 336-343.
- Khalid, M.A. ve Noor, Z.M. (2015). Military expenditure and economic growth in developing countries: evidence from system GMM estimates. *Journal of Emerging Trends in Economics and Management Sciences*, 6(1), 31-39.
- Kennedy, Gavin (1983). *Defense Economics*. New York: St. Matins Press.
- Larrosa, J. (2016). Arms build-up and arms race in optimal economic growth. *International Journal of Economic Theory*, 12(2), 167-182.
- Lee, J., Strazicich, M. C. (2003). Minimum LM Unit Root Test with Two Structural Breaks. *Review of Economics and Statistics*, 85(4), 1082-1089.
- Lipow, J. ve Antinori, C.M. (1995). External security threats, defence expenditures, and the economic growth of less-developed countries. *Journal of Policy Modeling*, 17(6), 579-595.
- Looney, R.E. (1989). Recent research on defence spending and growth and implications for third world disarmament. *Jerusalem Journal of International Relations*, 11(1), 1-11.
- Malizard, J. (2010). Causality between economic growth and military expenditure: the case of France. *Defence & Security Analysis*, 26(4), 401-413.
- Özmucur, S. (1996). The Peace Dividend in Turkey. *The Peace Dividend*. Ed. Nils P.Gleditsch et al., Amsterdam: Elsevier.
- Özsoy, Onur (2000). The Defense-Growth Relation: Evidence from Turkey. *The Economics of Regional Security: NATO, the Mediterranean, and Southern Africa*. Ed. Jurgen Brauer and Keith Hartley. Amsterdam: Harwood Academic Publishers.
- Pan, C.I., Chang, T. ve Wolde-Rufael, Y. (2015). Military spending and economic growth in the Middle East countries: bootstrap panel causality test. *Defence and Peace Economics*, 26(4), 443-456.
- Ram, Raiti (1993). Conceptual Linkages between Defense Spending and Economic Growth and Development: A Selective View in Defense Spending and Economic Growth. Ed. James E. Payne and Anandi P. Sahib. Boulder, CO: Westview Press.
- Sezgin, S. (1997). Country Survey X: Defense Spending in Turkey. *Defense and Peace Economics* 8, 381-409
- Sezgin, S. ve Yıldıırım, J. (2002). A System Estimation of Defence- Growth Relation in Turkey. Working Paper, 2002.
- Shin, Y., Yu, B. ve Greenwood-Nimmo, M. (2014). Modelling asymmetric cointegration and dynamic multipliers in a nonlinear ARDL framework in Sickles, R.C. and Horraine. W.C. (Eds), *Festschrift in Honor of Peter Schmidt*, Springer, New York, NY, 281-314.
- Sweezy, P.M. (2004). Monopoly capitalism. *Monthly Review*, 56(5), 78-86.
- Tekeoglu, E. (2008). *Defence Expenditure and Economic Growth: Empirical Study on Case of Turkey*. Naval Postgraduate School, Monterey, CA.

- Topal, M. H. (2018). Türkiye’de askeri harcamaları ile ekonomik büyüme arasındaki ilişkinin bir analizi (1960-2016). Maliye Dergisi, 174, 175-202.
- Töngür, Ü. ve Elveren, A.Y. (2017). The nexus of economic growth, military expenditures, and income inequality. Quality & Quantity, 1-22
- Weede, Eric (1983). Military Participation Ratios, Human Capital Formation, and Economic Growth: A Cross National Analysis. Journal of Political and Military Sociology 11, 11-19.
- Yilanci, V. ve Özcan, B. (2010). Yapısal Kırımlar Altında Türkiye için Savunma Harcamaları ile GSMH Arasındaki İlişkinin Analizi. ÇÜ İktisadi ve İdari Bilimler Dergisi 11.(1).
- Yurttancikmaz, Z., Çağlar, A. A. ve Emsen, Ö.S. (2012). Askeri Harcamalar ve Ambargonun Ekonomik Büyüme Etkileri: İran Üzerine Bir Uygulama. Atatürk University Journal Of Economics and Administrative Sciences 26.(2).
- Zivot, E., ve Andrews, D. (1992). Further Evidence on the Great Crash, the Oil-Price Shock, and the Unit-Root Hypothesis, Journal Of Business And Economic Statistics, 10(3), 251-270.



© Submitted for possible open access publication under the terms and conditions of the Creative Commons Attribution (CC BY NC) license.
(<https://creativecommons.org/licenses/by-nc/4.0/>).

EXTENDED ABSTRACT

Effects of Defense Spending Changes on Economic Growth: A Nonlinear Cointegration Model and Asymmetric Causality Test for Turkey

1. Introduction

The relationship between public expenditure and economic growth has been discussed in the literature for a long time since the changes in the components of public budget expenditure have significant effects on economic growth. In this context, it is important to analyze the relationship between defense expenditure, which is an element of public expenditure, and economic growth. Military expenditures are being significant shares of the public budgets in all national economies. The rate of military expenditures can reach high levels in both developed and developing countries especially when national security concerns increase. In recent years, the analysis of the effects of defense expenditures on economic growth has become one of the most studied issues within the macroeconomic framework. In a significant part of economically strong countries, defense expenditures have a large weight in the public budget and investments on defense industry in these countries drive technological innovations. The type of the relationship between defense expenditures and economic growth is controversial. Similarly, contradictory findings were found in studies on Turkey. However, these studies did not focus on the asymmetric nature of the effects of defense expenditures on economic growth. The aim of this study is to analyze the relationship between defense expenditures and economic growth by using a nonlinear autoregressive lag distributed model, which includes the aforementioned asymmetric effects, by separating the economic effects of the increase and decrease in defense expenditures. The results obtained from the application confirm the existence of asymmetric effects.

2. Data Set and Method

In this study, the effect of defense expenditure on economic growth in Turkey was investigated with nonlinear estimation methods using annual series for the period 1960-2019. Defense expenditure (SH), Gross Domestic Product (GSYİH), Gross Fixed Capital Formation (GSS) and exports (DHR) variables were obtained from the World Bank data set. All variables are defined in local currency. The national income variable is defined with fixed prices. The real values of defense expenditure, gross fixed capital formation and exports were derived by using the GDP Deflator. The estimated coefficients in the models represent the relevant elasticities, the variables used in the models are in logarithmic forms. In analyzing the effects of defense expenditures on national income, Shin et al. (2014) nonlinear cointegration model, which includes short- and long-term asymmetries, was used as the appropriate model. The nonlinear autoregressive distributed lag (NARDL) model is defined in dynamic error correction model format. Thus, the model shows how the dependent variable responds to the shocks of the independent variables. Besides, Hatemi-J (2012) asymmetric causality tests were applied.

3. Empirical Findings

The estimated NARDL model and Hatemi-J asymmetric causality test generate compatible results. NARDL model estimations confirmed the existence of asymmetric effects. While the increase in defense expenditure did not appear to have a significant effect on growth, the effect of the decrease in defense expenditure on growth was determined. According to the Hatemi-J test findings, there was no asymmetric causality from national income to defense expenditure. While there is no causality from the increase in defense expenditures to national income, there is a causality from the decrease in defense expenditures to national income. Both of the methods yielded results supporting the existence of asymmetric effects of defense expenditure on growth. In addition, the findings revealed that the decrease in defense expenditure has a significant effect on growth.

4. Discussion and Conclusion

The results derived from the methods used in this study indicate that increase in defense expenditure did not have an effect on economic growth. In this sense, the results supporting the Keynesian approach, which states that the increase in defense expenditures will cause positive results on growth through multiplier, have not been reached. The long-term elasticity coefficients calculated from the findings obtained from the estimated NARDL models showed that the decrease in defense expenditure has positive effects on economic growth. The findings support the argument claiming that the limited resources released by the decrease in defense expenditures directed towards the sectors where they are used more effectively affect the economic growth positively. Turkish defense industry has been dependent on imported inputs and products for many years, developments in technology and innovation have been incomplete and insufficient, the spillover effects of technologies in the defense industry have not been experienced and human capital-increasing developments have not been observed during the sample period. These factors seemed to have prevented the positive effects of the increase in defense expenditures on economic growth.