



Türkiye’de Ekonomik Büyüme ve Enflasyonun Askeri Harcamalar Üzerindeki Etkisi: ARDL Analizi

Atilla AYDIN^{1*}

Geliş Tarihi/Received Date: 12.03.2023

Kabul Tarihi/Accepted Date: 24.04.2023

Araştırma Makalesi/Research Article

ÖZET

İkinci Dünya Savaşı sonrasında tüm dünyada askeri harcamalar artış eğilimine girmiştir. Günümüzün küreselleşen dünyasında askeri harcamalar, ekonomik bir unsur olarak değerlendirilmektedir. Türkiye’de de askeri harcamalar kamu harcamaları içinde önemli bir yer tutmaktadır. Bu çalışmanın amacı, Türkiye için 1980 sonrasında enflasyon ve ekonomik büyümenin askeri harcamalar üzerindeki etkisini araştırmaktır. Çalışmada yöntem olarak ARDL yöntemi ve Sınır Testi kullanılmıştır. Yapılan analizlerde değişkenler arasında eşbütünleşme ilişkisi saptanmıştır. Çalışmanın sonuçlarına göre enflasyonun askeri harcamalar üzerindeki etkisi pozitif bulunmuştur. Kişi başına GSYH artışlarının askeri harcamalar üzerindeki etkisi ise negatif olarak tespit edilmiştir. Ayrıca hata düzeltme modeli kurulmuş ve kısa dönem sapmaların uzun dönemde ortadan kalktığı sonucuna ulaşılmıştır.

Anahtar Kelimeler: Askeri Harcamalar, Enflasyon, Ekonomik Büyüme, ARDL

¹ Öğr. Gör., İstanbul Gelişim Üniversitesi, Meslek Yüksekokulu, Hava Lojistiği, Orcid No: 0000-0002-9265-5930

* Sorumlu yazar/Corresponding author

E-mail/e-ileti: ataydin@gelisim.edu.tr

The Effect of Economic Growth and Inflation on Military Expenditures in Turkey: ARDL Analysis

ABSTRACT

Worldwide military expenditures tended to rise following the Second World War. In today's globalizing world, military expenditures are considered as an economic element. Military expenditures also have an important place in public expenditures in Turkey. The aim of this study is to investigate the effect of inflation and economic growth on military expenditures for Turkey after 1980. ARDL method and Boundary Test were used as methods in the study. In the analyzes made, a cointegration relationship was found between the variables. According to the results of the study, the effect of inflation on military expenditures was found to be positive. The effect of per capita GDP increases on military expenditures was found to be negative. In addition, the error correction model was established and it was concluded that short-term deviations disappeared in the long-term.

Keywords: Military Expenditures, Inflation, Economic Growth, ARDL

1. GİRİŞ

NATO, askeri harcamaları devletlerin egemenliği ve bekası için iç ve dış güvenliğin sağlanmasına yönelik olarak milli gelirden ayrılan pay olarak tanımlamaktadır. Ulusal açıdan değerlendirildiğinde askeri harcamalar güvenliğin maliyeti olarak ele alınabilir. Ancak askeri harcamalar diğer yandan kamu harcamalarının bir bölümünü oluşturmaktadır. Kamu harcamalarının ekonomi üzerindeki etkileri iktisat literatüründe tartışılmış konuların başında gelmektedir. Keynesci anlayış, kamu harcamalarını araç olarak kullanarak özellikle talebin yönetilebileceğini ve ekonomik büyümeye katkı sağlanabileceğini ifade etmektedir. Askeri harcamaların kamu harcamalarının bir parçası olarak ele alınıp ekonomik büyümeyle ilişkilendirilmesi, Benoit (1978) çalışmasına kadar dayanmaktadır. İktisadi değişkenlerle askeri harcamaların ilişkilendirilmesine yönelik çok sayıda çalışma olmakla birlikte bu konuda bir fikir birliği bulunmamaktadır. Sözgelimi bazı çalışmalarda askeri harcamalarla ekonomik büyüme arasında herhangi bir ilişkinin bulunmadığı sonucuna varılırken (Heo, 2000), bazılarında çift yönlü nedensellik saptanabilmektedir (Frederiksen & Looney, 1982). Benzer durum enflasyon ile askeri harcamalar arasındaki ilişkinin araştırıldığı çalışmalarda da söz konusudur (Starr vd., 1984, Lin, 2012). Çalışmaların farklı sonuçlar vermesi hususunda ilk aklı gelen, söz konusu ilişkilerin farklı ülkelerde farklı biçimlerde ortaya çıkmasıdır. Ancak kullanılan analiz yöntemleri, yöntemler uygulanırken ihmal edilen siyasi ve yapısal

değişimler, ilişkinin bazen doğrusal olmaması gibi hususların da çelişkili sonuçlara neden olduğu görülmektedir. Çalışmalarda farklı sonuçların elde edilmesinin diğer bir nedeni ise çalışmaların yapıldığı dönemden kaynaklanmaktadır. Bir başka ifadeyle askeri harcamalarla iktisadi değişkenler arasındaki ilişkiler dönemsel farklılıklar gösterebilmektedir.

Günümüzde askeri harcamalar, ekonomi içinde önemli yer tutmaktadır. Dünya ölçeğinde yapılan askeri harcamalar 1980 yılında 366 milyar dolar düzeyindeyken 2022 yılı itibariyle 2,275 trilyon seviyesine yükselmiştir. Türkiye’de ise 1980 yılında 2,67 milyar dolar olan askeri harcamaların 2022 yılında 23,4 milyar dolara erişmiştir. Bu yapısıyla Türkiye, dünyada en fazla askeri harcama yapan 15. ülke konumunda yer almaktadır (İstikbal, 2022). Jeopolitik konumu gereği sürekli risk altında olan Türkiye’de askeri harcamaların yüksek olması kaçınılmaz bir olgudur. Özellikle 1980’lerden itibaren terörle mücadele çerçevesinde askeri harcamaların yükseldiği görülmektedir. Dünya Bankası verilerine göre 1980 yılında 2,67 milyar dolar olan Türkiye’nin askeri harcamaları, 1999 yılında yaklaşık 10 milyar dolara ulaşmıştır. Bu büyüklükteki askeri harcamaların ülke ekonomisiyle ilişkilendirilmesi önem arz etmektedir. Ekonomik değişkenlerin askeri harcamalardan etkilenmesi gibi askeri harcamaların da iktisadi değişkenlerden etkilenmesi doğaldır. Bu çalışmada iktisadi değişkenlerden kişi başına GSYH ve enflasyonun askeri harcamalar üzerindeki etkileri araştırılmıştır. Çalışmanın girişten sonraki ikinci bölümünde askeri harcamaların belirleyicileri üzerine teorik çerçeve açıklanmıştır. Üçüncü bölümde çalışma konusuna ilişkin literatür özeti verilmiştir. Dördüncü bölümde veri seti ve yöntem tanıtılmış, beşinci bölümde çalışmanın bulguları açıklanmıştır. Son bölüm ise sonuç kısmına ayrılmıştır.

2. TEORİK ÇERÇEVE

Askeri harcamaları belirleyen faktörleri askeri, politik ve ekonomik olarak ele almak mümkündür. Askeri nedenler olarak savaş tehdidi, potansiyel düşman devletler, komşu ülkelerdeki savunma harcamaları artışı gibi etmenler öne çıkmaktadır. Politik faktörler; demokrasi seviyesi, insan hakları, siyasi krizler gibi etmenlerden oluşmaktadır. Askeri harcamaları etkileyen ekonomik faktörler ise milli gelir, enflasyon, büyüme oranı, gelir dağılımı, yabancı sermaye girişleri gibi iktisadi değişkenler olarak ifade edilmektedir (Dedebeğ & Meriç, 2015: 92).

Askeri harcamaları belirleyen faktörler, üç ana model etrafında ele alınmaktadır. Bunlardan birincisi örgütsel politik model olarak tanımlanmaktadır. Örgütsel politik modellerde bürokratlar, siyasetçiler ve silah sanayii yer almaktadır. Bu bağlamda askeri harcamalar, söz

konusu üç aktörün talep ve davranışları ile belirlenmektedir. Örgütsel politik modelde karar vericiler, sürekli olarak kendilerini baskı altında hissetmekte ve askeri harcamaları artırma eğilimine girmektedir (Lucier, 1979: 20). İkinci model Richardson (1960) tarafından geliştirilen silahlanma yarışı olarak tanımlanmaktadır. Silahlanma yarışı modelinin temeli etki-tepki anlayışına dayanmaktadır. Bir başka ifadeyle bu modelde bir ülkenin askeri harcamalarının belirleyicisi, rakip ülkelerin askeri harcamaları olmaktadır. Örgütsel politik model ve silahlanma yarışı modelinde askeri harcamalar dışsal olarak belirlenmiş olmaktadır. Üçüncü model neoklasik model olarak adlandırılmakta ve askeri harcamaların belirleyicileri olarak politik ve askeri faktörlerin dışında iktisadi değişkenler de ele alınmaktadır. Smith (1980) tarafından geliştirilen neoklasik modelde iktisadi değişkenler içsel olduğu için askeri harcamaların öngörülebilmesi ve yönetilmesi daha kolay hale gelmektedir. Ekonomik büyüme, vergi gelirleri, enflasyon, işsizlik, vergi gelirleri, dışa açıklık, yabancı sermaye yatırımları gibi değişkenler, askeri harcamaları etkileyen başlıca faktörler olarak değerlendirilmektedir.

Keynesçi yaklaşımda ise askeri harcamalar hükümet harcamalarının bir alt unsuru olarak ele alınmaktadır. Bu bağlamda askeri harcamalardaki artış, toplam talep üzerinde uyarıcı etki yapmaktadır. Toplam talepte meydana gelen artış ise çarpan etkisiyle ekonominin bütününde olumlu bir gelişme ortaya koymaktadır (Dunne, 2011: 2). Ayrıca savunma harcamalarının artırılması ile alt sektörler de olumlu etkilenmekte, girdi ve emek talebi yükselmektedir.

Bu çalışmada Türkiye ekonomisi için askeri harcamaların belirleyicileri olarak kişi başına GSYH ve enflasyon değişkenleri kullanılmıştır.

3. LİTERATÜR

Literatürde askeri harcamalarla makroekonomik faktörler arasındaki ilişkinin incelendiği çalışmalarda genellikle askeri harcamaların bağımsız değişken olarak ele alındığı görülmektedir. Bir başka ifadeyle askeri harcamaların ekonomik büyüme, enflasyon, işsizlik gibi değişkenler üzerindeki etkilerinin analiz edildiği çalışmalar literatürde geniş yer bulmuştur. Bu konudaki öncül çalışma Benoit (1973, 1978) tarafından yapılmış olup söz konusu çalışmalarda savunma harcamalarının ekonomik büyüme üzerinde pozitif etkisi olduğu sonucuna ulaşılmıştır. Frederiksen ve Looney (1982), çalışmalarında gelişmekte olan ülkeleri iki gruba ayırarak incelemişler ve kaynağa erişimde sorun bulunmayan ülkeler için askeri harcamalarla büyüme arasında pozitif ilişki bulurken kaynağa erişimde sorunlu ülkeler için negatif ilişki tespit etmişlerdir. Lim (1983) ise askeri harcamaların ekonomik büyümeyi

olumsuz etkilediğini ortaya koymuştur. Mintz ve Stevenson (1995), 103 ülke üzerinde yaptığı çalışmada ülkelerin çok azında pozitif ilişki tespit etmişler, çoğunluğunda ise negatif ilişki bulmuşlardır. Abu-Bader ve Abu-Qarn (2003), İsrail, Mısır ve Suriye için askeri harcamaların ekonomik büyümeyi olumsuz etkilediği sonucuna ulaşmışlardır. Bazı çalışmalarda ise askeri harcamalarla büyüme arasında herhangi bir ilişki bulunamamıştır. Heo (2010), ABD ekonomisi için yapmış olduğu çalışmada ekonomik büyüme ile askeri harcamalar arasında bir nedensellik ilişkisi tespit edememiştir. Chang ve diğerleri (2011), Çin ve G7 ülkeleri için panel veri yöntemiyle yaptıkları çalışmada farklı ülkeler için farklı sonuçlara ulaşmışlardır. Söz konusu çalışmada Almanya, Fransa ve İtalya için askeri harcamalarla ekonomik büyüme arasında nedensellik ilişkisi bulunamamıştır. Çin için ise ekonomik büyümeden askeri harcamalara doğru tek yönlü nedensellik bulunmuştur.

Askeri harcamalar ile enflasyon ilişkisi de literatürde ele alınmıştır. Starr ve diğerleri (1984), 1956-1979 dönemi için askeri harcamalarla enflasyon ilişkisini inceldikleri çalışmada ABD ve Birleşik Krallık için nedensellik ilişkisi tespit edememişlerdir. Çalışmada Fransa ve Almanya için ise çift yönlü nedensellik bulunmuştur. Kinsella (1990), çalışmasında VAR modeli ve Granger nedensellik analizi yöntemlerini kullanmıştır. Elde edilen sonuçlara göre enflasyon ile askeri harcamalar arasında nedensellik ilişkisi söz konusu değildir. Payne ve Ross (1992), SVAR modelini kullandığı çalışmasında da ABD için askeri harcamalarla enflasyon arasında ilişki bulamamıştır. Lin (2012), çalışmasında askeri harcamaların enflasyon üzerindeki etkisini araştırmıştır. Diğer kamu harcamalarının vergi gelirleriyle finanse edilmesi şartıyla askeri harcamalardaki artışın enflasyon üzerinde düşürücü etki yaptığı bulunmuştur. Hung-Pin ve diğerleri (2016); Çin, Japonya ve Tayvan ekonomilerini inceledikleri çalışmalarında eşbütünleşme analizi ve nedensellik analizi yöntemlerini kullanmışlardır. Çalışmanın sonucuna göre askeri harcamalardaki artış, Tayvan ekonomisinde yüksek enflasyona sebep olurken Çin ve Japonya'da düşük enflasyona neden olmaktadır.

Türkiye ekonomisi için de literatürde benzer çalışmalara rastlanmaktadır. Özsoy (2008), 1970-2004 dönemi için yaptığı çalışmasında Johansen eşbütünleşme testi ve Granger nedensellik analizi yöntemlerini kullanmıştır. Çalışma sonucunda Türkiye ekonomisi için askeri harcamalarla enflasyon arasında herhangi bir nedensellik tespit edilememiştir. Günana (2004), 1950-2001 dönemine ilişkin çalışmasında Johansen eşbütünleşme testi ve Granger nedensellik analizi yöntemleriyle askeri harcamalarla enflasyon arasındaki ilişkiyi Türkiye ekonomisi için araştırmıştır. Çalışmanın sonucunda eşbütünleşme ilişkisi bulunmuş ve çift yönlü nedensellik saptanmıştır. Karagöl ve Palaz (2004), 1955-2000 dönemi için Türkiye'de

ekonomik büyüme ile askeri harcamalar arasındaki ilişkiyi Granger nedensellik testiyle incelemişlerdir. Çalışmada savunma harcamalarının ekonomik büyümenin Granger nedeni olduğu sonucuna ulaşılmıştır. Görkem ve Işık (2008), 1968-2006 dönemini VAR modeli ve Granger nedensellik analizi yöntemleriyle incelemişlerdir. Çalışma sonucunda askeri harcamalarla ekonomik büyüme arasında herhangi bir nedensellik ilişkisi tespit edilememiştir. Gül ve Yavuz (2009), nedensellik analizini kullandıkları çalışmalarında ekonomik büyümeden askeri harcamalara doğru tek yönlü bir nedensellik ilişkisi tespit etmişlerdir. Yılcı ve Özcan (2010), 1950-2016 dönemi Türkiye için yaptıkları çalışmada Gregory-Hansen eşbütünleşme testi yöntemiyle ekonomik büyüme ile askeri harcamalar arasındaki ilişkiyi araştırmışlardır. Çalışma sonucunda eşbütünleşme ilişkisi tespit edilmiş ve Toda-Yamamoto nedensellik analizi ile yapılan incelemede ekonomik büyümeden savunma harcamalarına doğru tek yönlü bir nedensellik saptanmıştır. Altunç (2011), ARDL analizi ve Granger nedensellik testini kullandığı çalışmasında ekonomik büyümeden kamu harcamalarına doğru tek yönlü nedensellik ilişkisi bulmuştur. Taşseven (2011), 1960-2006 yılları arasındaki dönemi zaman serisi analizleri ile Türkiye için incelemişlerdir. Çalışma sonucunda ekonomik büyüme ile kamu harcamaları arasında çift yönlü nedensellik saptanmıştır.

Bu çalışmanın literatürden farkı askeri harcamaların bağımlı değişken olarak ele alınmasıdır. Ekonomik büyüme ve ülke ekonomilerinin gelişme yoluna girmesi ile güvenlik sorununun da beraberinde geleceği değerlendirilmektedir. Artan güvenlik sorununun ise askeri harcamaları etkileyeceği düşüncesi bu çalışmanın temelini oluşturmaktadır. Bu bağlamda ekonomik büyüme ve enflasyonun askeri harcamalar üzerindeki etkileri araştırılmaktadır. Yukarıda kısaca özetlenen literatürde görüldüğü gibi bazı çalışmalarda askeri harcamaların ekonomiye etkileri araştırıldığı halde enflasyon veya ekonomik büyümeden askeri harcamalara doğru nedensellik bulunmuştur. Ancak çalışma konusu olarak askeri harcamaların bağımlı değişken olarak alındığı çalışmalar sayıca azdır. Ayrıca literatürdeki çalışmalarda değişkenler genellikle ikili olarak ele alınmıştır. Askeri harcamalar ile enflasyon arasındaki ilişki veya askeri harcamalar ile ekonomik büyüme arasındaki ilişkilerin ayrı ayrı olarak incelendiği görülmektedir. Bu çalışmada literatürden farklı olarak üç değişken aynı anda analiz edilmiş ve değişkenler arasındaki ilişkiler ortaya konmaya çalışılmıştır. Literatürde askeri harcamaların bağımlı değişken olarak alındığı çalışmalarda bağımsız değişkenlerin genellikle iktisadi değişkenlerden çok siyasi değişkenler olduğu görülmektedir. İktisadi değişkenlerle yapılan çalışmalar, genellikle büyümenin askeri harcamalar üzerindeki etkisini ölçmektedir. Davoodi ve diğerleri (2001), gelişmiş ve gelişmekte olan ülkeler için yaptıkları çalışmada IMF istikrar

politikalarının askeri harcamalar üzerinde pozitif bir etkiye sahip olduğu sonucuna ulaşmışlardır. Tambudzai (2007), 1997-2004 dönemi için Afrika ülkelerini incelediği çalışmasında kişi başına gelirdeki artışın askeri harcamaları düşürdüğünü tespit etmiştir. Nikolaidou (2008), 1961-2005 yılları arasındaki dönemi Avrupa Birliği ülkeleri için ARDL yöntemiyle incelemiştir. Çalışma sonucunda ülkelerin çoğunluğunda ekonomik büyümenin askeri harcamaları pozitif etkilediği saptanmıştır. Fonfria ve Marin (2012), 1996-2006 arası dönem için NATO ülkelerini analiz etmişlerdir. Çalışma sonucunda ekonomik büyüme ile askeri harcamalar arasında pozitif ilişki bulunmuştur. Doucha ve Solomon (2013), 1955-2007 yılları arası dönem için gelişmekte olan ülkeler üzerine yaptıkları çalışmada ekonomik büyümenin askeri harcamalar üzerindeki etkisini pozitif bulmuşlardır. Dedebeek ve Meriç (2015), çalışmalarında 1980-2014 dönemini panel veri analizi ile 28 Avrupa Birliği üyesi ülke için incelemiştir. Çalışmanın sonucunda insan hakları ve politik hakların askeri harcamalar üzerindeki etkisi negatif, vergi gelirlerinin milli gelir içindeki payının ve dışa açıklık derecesinin etkisi ise pozitif bulunmuştur. Kişi başına gelirin askeri harcamalar üzerindeki etkisi ise negatif olarak bulunmuştur.

4. VERİ SETİ VE YÖNTEM

Bu çalışmada veri seti olarak Türkiye ekonomisi için 1980-2021 yılları arasındaki döneme ilişkin askeri harcamalar, enflasyon oranları ve kişi başına GSYH verileri kullanılmıştır. Veriler logaritmik değerleriyle analize dahil edilmiştir. Tüm veriler Dünya Bankası sitesinden alınmıştır (WB Open Data, 2022). Çalışmada değişkenler arasındaki ilişkinin tespit edilebilmesi için ARDL (Gecikmesi Dağıtılmış Otoresif Model) yöntemi kullanılmıştır.

Pesaran ve Shin (1995), eşbütünleşme analizlerinde otoresif modellerin kullanılabilmesini ifade etmişlerdir. Engle ve Granger (1987), geliştirdikleri eşbütünleşme testinde değişkenlere ait gecikmeli değerleri ele almamışlardır. Bu durumda spesifikasyon hatası ortaya çıkmıştır. Bu bağlamda Pesaran ve diğerleri (2001), gecikmeli değerleri dikkate alan ve Sınır Testi olarak isimlendirilen yeni bir eşbütünleşme testi önermişlerdir. Sınır testi çerçevesinde öncelikle değişkenler arasında eşbütünleşme ilişkisi olup olmadığı test edilmektedir. Eşbütünleşme ilişkisi söz konusuysa uzun dönem ve kısa dönem katsayıları tahmin edilmektedir (Çil, 2018: 408). Sınır testinin kendinden önceki Engle-Granger (1987) ve Johansen (1988) eşbütünleşme testlerine göre en büyük avantajı, serilerin aynı mertebeden durağan olması gerektiği varsayımına gerek olmamasıdır. Bu çerçevede düzeyde durağan ve birinci mertebeden durağan serilere eşbütünleşme analizinin uygulanması olanağı

bulunmaktadır. Sınır testinde belirlenen bağımlı değişken ile bağımlı değişkeni etkilediği düşünülen bağımsız değişkenler arasındaki aşağıdaki denklem ile modellenmektedir.

$$\Delta y_t = c_0 + c_1 t + \pi_{yy} y_{t-1} + \pi_{yx.x} x_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \varphi'_i \Delta z_{t-i} + \omega' \Delta x_t + \theta w_t + \varepsilon_t \quad (1)$$

Yukarıdaki denklemde x_t bağımlı ve bağımsız değişkenleri içeren vektör olarak tanımlanmaktadır. y_t bağımlı değişkeni ifade etmektedir. z_t ise bağımsız değişkenler vektörüdür. π_{yy} ve $\pi_{yx.x}$ uzun dönem çarpanlarını göstermektedir. Denklemlerde yer alan diğer bileşenlerden c_0 sabit terim, ε_t ise kalıntı serisi olarak modelde bulunmaktadır. Sınır testinin mantığı, (1) numaralı regresyon denkleminin En Küçük Kareler Yöntemiyle tahmin edilmesi ve bu bağlamda parametrelerin tahminine dayanmaktadır. Sınır testinin temel hipotezi analiz edilen seriler arasında herhangi bir eşbütünleşme ilişkisinin olmadığını öne sürmektedir. Bu çerçevede temel ve karşı hipotezler aşağıdaki gibi ifade edilmektedir.

$$H_0: \pi_{yy} = 0, \pi_{yx.x} = 0 \quad (2)$$

$$H_1: \pi_{yy} \neq 0, \pi_{yx.x} \neq 0 \text{ veya } \pi_{yy} \neq 0, \pi_{yx.x} = 0 \text{ veya } \pi_{yy} = 0, \pi_{yx.x} \neq 0 \quad (3)$$

Sınır testi sürecinde F istatistiği hesaplanmakta ve hesaplanan F istatistiği Pesaran ve diğerleri (2001) tarafından hesaplanan kritik değerlerle karşılaştırılmaktadır. Karar aşamasında kullanılmak üzere iki kritik değer geliştirilmiştir. Alt kritik değer serilerin düzey değerleriyle durağan olduğunu, üst kritik değer ise serilerin birinci mertebeden durağan olduğunu varsaymaktadır. Test sürecinde hesaplanan F istatistiğinin alt kritik değerden küçük olması durumunda temel hipotez reddedilememektedir. Bir başka ifadeyle değişkenler arasında eşbütünleşme ilişkisi olmadığı sonucuna ulaşılmaktadır. Hesaplanan F istatistiği üst kritik değerden büyükse temel hipotez reddedilerek serilerin eşbütünleşik olduğuna karar verilmektedir. Hesaplanan test istatistiği iki kritik değer arasında kalırsa bir karara varılamamakta ve serilerin durağanlık düzeylerinin araştırılması önem arz etmektedir. Sınır testinin uygulanabilmesi için değişkenlerin düzeyde durağan veya birinci mertebeden durağan olması gerekmektedir. Değişkenler arasında ikinci mertebeden durağan bir seri varsa F istatistiğinin karşılaştırılacağı kritik değerler geçerliliğini yitirmektedir. Bu bağlamda Quattara (2004), analiz öncesinde değişkenlerin durağanlık durumunun araştırılması gerektiğini ifade etmektedir. Bu çalışma kapsamında da değişkenlere birim kök testleri uygulanmıştır.

Geleneksel birim kök testlerinden ilk defa Dickey ve Fuller (1979) tarafından geliştirilen ve yine Dickey ve Fuller (1981) tarafından kapsamı genişletilen ADF birim kök testi, aşağıdaki üç farklı model kullanılarak uygulanmaktadır.

$$\Delta Y_t = \delta Y_{t-1} + \sum_{i=2}^p \delta_i \Delta Y_{t-i+1} + \varepsilon_t \quad (4)$$

$$\Delta Y_t = \mu + \delta Y_{t-1} + \sum_{i=2}^p \delta_i \Delta Y_{t-i+1} + \varepsilon_t \quad (5)$$

$$\Delta Y_t = \mu + \beta t + \delta Y_{t-1} + \sum_{i=2}^p \delta_i \Delta Y_{t-i+1} + \varepsilon_t \quad (6)$$

Yukarıdaki (4) numaralı model sabit terimsiz modeldir. (5) numaralı model sabitli model sabit terimli model olarak ifade edilmektedir. (6) numaralı model ise sabit terimli ve trendli model olarak ele alınmaktadır. Bağımlı değişkenin gecikmeli değerleri, her üç modele de otokorelasyon problemini engellemek amacıyla ilave edilmektedir. ADF testinin temel hipotezi, analiz edilen serinin birim köklü olduğunu öne sürmekte, söz konusu temel hipotez ve alternatif hipotez aşağıdaki gibi ifade edilmektedir.

$$H_0: \delta = 0 \quad (7)$$

$$H_1: \delta < 0 \quad (8)$$

Yukarıdaki (7) numaralı birim kök temel hipotezinin sınanması için δ parametresine ilişkin $t = \tau$ istatistiğinin Dickey-Fuller kritik değerleriyle karşılaştırılması gerekmektedir. Bu bağlamda hesaplanan test istatistiğinin çalışılan anlamlılık düzeyinde kritik değerden küçük olması halinde temel hipotez reddedilerek serinin durağan olduğuna karar verilmektedir. Aksi halde temel hipotez reddedilememekte ve serinin birim köklü olduğu sonucuna ulaşılmaktadır.

Çalışmada kullanılan bir başka birim kök testi Phillips ve Perron (1988) tarafından geliştirilmiş olan birim kök testidir. Phillips-Perron birim kök testinin ADF testinden en önemli farkı, hata terimlerinin otokorelasyonsuz ve sabit varyanslı olması varsayımlarının gevşetilmiş olmasıdır. Bunun dışında test süreci mantığı ADF testiyle aynıdır. Temel ve alternatif hipotezler ile kritik değerler her iki test için aynıdır. CF düzeltme faktörünü göstermek üzere Phillips-Perron test istatistiği aşağıdaki gibi hesaplanmaktadır.

$$Z_\alpha = T(\widehat{\phi}_1 - 1) - CF \quad (9)$$

Yukarıdaki (9) numaralı denklemdeki gibi hesaplanan test istatistiği karar aşamasında kritik değerlerle karşılaştırılmaktadır. Çalışılan anlamlılık düzeyinde test istatistiği kritik değerden büyükse temel hipotez reddedilememekte ve serinin birim köklü olduğuna karar verilmektedir.

Yukarıda açıklanan birim kök testleri, literatürde geleneksel birim kök testleri olarak bilinmektedir. Söz konusu testlerde seride meydana gelecek şokların geçici olduğu

varsayılmaktadır. Nelson ve Plosser (1982), zaman serilerinde ortaya çıkan şokların kalıcı olabileceğini göstermiştir. Bu bağlamda şokların birim kök testinin içine alınması önem arz etmektedir. Yapısal değişimlerin ele alındığı ilk birim kök testi Perron (1989) tarafından geliştirilmiştir. Perron (1989) birim kök testinde kırılma tarihi dışsal olarak belirlenmektedir. Bu nedenle eleştirilere uğrayan Perron (1989) birim kök testinden sonra Zivot-Andrews (1992), Banerjee ve diğerleri (1992), Lumsdaine-Papell (1997), Perron (1997), Vogelsang-Perron (1998), Lee-Strazicich (2003, 2004), Kapetanios (2005), Carrion-i Silvestre ve diğerleri (2009), Narayan-Popp (2010) gibi pek çok yapısal kırılmalı birim kök testi geliştirilmiştir. Bu çalışmada yapısal kırılmalı birim kök testlerinden iki yapısal değişmeyi dikkate alan Lee-Strazicich (2003) birim kök testi kullanılmıştır.

Lee ve Strazicich (2003), Schmidt ve Phillips (1992) tarafından geliştirilen Lagrange çarpanını kullanarak iki yapısal kırılmayı ele alan yeni bir birim kök testi önermişlerdir. Test sürecinde iki farklı model kullanılmaktadır. Söz konusu modellerden Model A, düzeyde iki kırılmaya izin verirken Model C ise düzeyde ve eğimde iki kırılmayı ele almaktadır. Bu çalışmada kullanılan Model C çerçevesinde temel ve alternatif hipotezler için aşağıdaki denklemler kullanılmaktadır.

$$Y_t = \mu_0 + d_1 B_{1t} + d_2 B_{2t} + y_{t-1} + \varepsilon_{1t} \quad (10)$$

$$Y_t = \mu_1 + \gamma t + d_1 D_{1t} + d_2 D_{2t} + \omega_1 DT_{1t} + \omega_2 DT_{2t} + \varepsilon_{2t} \quad (11)$$

Yukarıdaki denklemlerde D_{1t} , D_{2t} , DT_{1t} ve DT_{2t} kukla değişkenler olup, sırasıyla düzeydeki ve eğimdeki yapısal kırılmaları temsil etmektedir. Test istatistiği ise aşağıdaki regresyon denklemi kullanılarak hesaplanmaktadır.

$$\Delta Y_t = \delta' \Delta Z_t + \phi \tilde{S}_{t-1} + \sum \gamma_i \Delta \tilde{S}_{t-i} + u_t \quad (12)$$

Test sürecinde temel ve alternatif hipotezlerin her ikisinde de yapısal kırılmalar ele alınmakta ve söz konusu hipotezler sırasıyla aşağıdaki gibi ifade edilmektedir.

$$H_0: \phi = 0 \quad (13)$$

$$H_1: \phi < 0 \quad (14)$$

Lee-Strazicich (2003) birim kök testinde kırılma tarihleri içsel olarak belirlenmektedir. Olası tüm kırılma tarihleri için t istatistikleri hesaplanmakta ve t istatistiğinin minimum olduğu noktalarda kırılma tarihleri belirlenmektedir. Hesaplanan test istatistiğinin karşılaştırılacağı kritik değerler Lee ve Strazicich (2003) çalışmasından elde edilebilir. Bu bağlamda hesaplanan

test istatistiği kritik değerden büyükse temel hipotez reddedilememekte ve seçili anlamlılık düzeyinde serinin iki yapısal kırılma altında birim köklü olduğuna karar verilmektedir. Aksi durumda temel hipotez reddedilmekte, serinin iki yapısal kırılma ile trend durağan süreç izlediği sonucuna ulaşılmaktadır.

Kurulan ARDL modelinin geçerli olabilmesi için bazı varsayımların sağlanması da önem arz etmektedir. Bu bağlamda hata terimleri arasında otokorelasyon bulunmaması varsayımı, Breusch-Godfrey testi ile sınıanmıştır (Godfrey, 1978: 1293-1302, Breusch, 1978: 334-355). Sabit varyans varsayımının sınıanması için Breusch-Pagan-Godfrey testi ile analiz edilmiştir (Godfrey, 1978: 227-236; Breusch & Pagan, 1979: 1287-1294). Modelin spesifikasyon hatası içerip içermediği ise Ramsey (1969) tarafından geliştirilen RESET testi ile araştırılmıştır. Bu test ile model dışında kalmış olan herhangi bir değişken olup olmadığı belirlenebilmektedir. Parametre tahminlerinin istikrar koşulunu sağlayıp sağlamadığı ise Brown ve diğerleri (1975) tarafından CUSUM ve CUSUM kare testleri ile sınıanmıştır. Son olarak hata terimlerinin normal dağıldığı varsayımını test etmek amacıyla Jarque-Bera test istatistiğinden faydalanılmıştır.

5. BULGULAR

Sınır testi öncesinde her üç değişken için ADF ve PP birim kök testleri uygulanmıştır. Yapılan testlerde sabitli model ile sabitli ve trendli model spesifikasyonları kullanılmıştır. ADF ve PP birim kök testleri Tablo 1’de sunulmuştur.

Tablo1. Düzey değerleriyle ADF ve PP birim kök testi sonuçları

	Askeri Harcamalar	Enflasyon	Kişi Başına GSYH
Sabitli Model (ADF)	-0,995890 (-2,935001)	-1,164117 (-2,935001)	-0,891537 (-2,935001)
Sabitli, Trendli Model (ADF)	-2,069444 (-3,523623)	-1,495364 (-3,523623)	-1,661777 (-3,523623)
Sabitli Model (PP)	-0,995980 (-2,935001)	-1,854806 (-2,935001)	-0,895613 (-2,935001)
Sabitli, Trendli Model (PP)	-2,190988 (-3,523623)	-1,495152 (-3,523623)	-1,967024 (-3,523623)

Tablo 1’de parantez içinde yer alan değerler, %5 anlamlılık düzeyindeki kritik değerleri ifade etmektedir. Tabloda görüldüğü gibi ADF ve PP birim kök testlerinden elde edilen tüm test istatistikleri kritik değerlerden daha büyüktür. Bu bağlamda her üç değişken için de birim kökü öne süren temel hipotezler reddedilememiştir. Önceki bölümde açıklandığı üzere zaman serilerde yapısal kırılmalar varsa ve bu kırılmalar birim kök testi içine alınmamışsa sapmalı

sonuçlar elde edilebilmektedir. Söz konusu sapma, birim kök temel hipotezinin kabulüne doğru olmaktadır. Bu çerçevede değişkenlere iki yapısal kırılmayı dikkate alan Lee-Strazicich testi uygulanmıştır. Model spesifikasyonu olarak düzeyde ve eğimde iki kırılmayı ele alan model kullanılmıştır. Test sonuçları Tablo 2’de sunulmuştur.

Tablo 2. Düzey değerleriyle Lee-Strazicich birim kök testi sonuçları

	Gecikme Uzunluğu	Minimum t İstatistiği	Kırılma Tarihleri	Kritik Değer (%5)	Sonuç
Askeri Harcama	10	-5,2521	2001, 2015	-5,73	Birim Kök
Enflasyon	12	-7,7857	1999, 2002	-5,67	Durağan
Kişi Başına GSYH	3	-5,4958	2005, 2013	-5,65	Birim Kök

Tablo 2’de görüldüğü gibi Lee-Strazicich birim kök testine göre de askeri harcamalar ve kişi başına GSYH serileri birim köklü bulunmuştur. Ancak enflasyon serisine ilişkin test istatistiği kritik değerden daha küçüktür. Serinin iki yapısal kırılma ile birim köklü olduğunu öne süren temel hipotez reddedilerek iki yapısal kırılma ile trend durağan olduğu sonucuna ulaşılmıştır. Bir başka ifadeyle geleneksel birim kök testlerine göre birim köklü bulunan enflasyon serisinin yapısal kırılmalar ele alındığında trend durağan bir süreç izlediği ortaya çıkmıştır. Birim köklü olduğuna karar verilen askeri harcamalar ve kişi başına GSYH serilerinin durağanlık mertebelerini belirlemek amacıyla birinci farkları alınarak birim kök testleri tekrar uygulanmıştır. Bu bağlamda uygulanan ADF ve PP birim kök testlerine ilişkin sonuçlar Tablo 3’te sunulmuştur.

Tablo 3. Birinci fark değerleriyle ADF ve PP birim kök testi sonuçları

	Askeri Harcamalar	Kişi Başına GSYH
Sabitli Model (ADF)	-5,817369 (-2,936942)	-6,341261 (-2,936942)
Sabitli, Trendli Model (ADF)	-5,736075 (-3,526609)	-6,298520 (-3,526609)
Sabitli Model (PP)	-5,817369 (-2,936942)	-6,343522 (-2,936942)
Sabitli, Trendli Model (PP)	-5,736075 (-3,526609)	-6,298385 (-3,526609)

Tablo 3’te görüldüğü gibi hesaplanan tüm test istatistikleri kritik değerlerden küçüktür. Bu bağlamda her iki değişken için de ADF ve PP birim kök testleri çerçevesinde serilerin birim köklü olduğunu öne süren temel hipotezler reddedilmiştir. Bir başka ifadeyle her iki seri de

birinci mertebeden durağan olarak bulunmuştur. Askeri harcamalar ve kişi başına GSYH değişkenlerine ilişkin birinci fark değerleriyle Lee-Strazicich birim kök testi de uygulanmış ve sonuçları Tablo 4’te verilmiştir.

Tablo 4. Birinci fark değerleriyle Lee-Strazicich birim kök testi sonuçları

	Gecikme Uzunluğu	Minimum t İstatistiği	Kırılma Tarihleri	Kritik Değer (%5)	Sonuç
Askeri Harcama	7	-7,3331	1997, 2014	-5,65	Durağan
Kişi Başına GSYH	12	-10,1364	1999, 2010	-5,65	Durağan

Tablo 4’te görüldüğü gibi her iki seri için de hesaplanan test istatistikleri kritik değerlerden küçüktür. Bu bağlamda birinci farkı alınmış serilerin iki yapısal kırılma altında trend durağan olduğu sonucuna ulaşılmıştır.

Yukarıdaki birim kök testleri sonucunda enflasyon değişkeni düzeyde durağan bulunurken diğer değişkenler birinci mertebeden durağan olarak bulunmuştur. Bu çerçevede değişkenler arasındaki eşbütünleşme ilişkisinin tespiti için ARDL yönteminin kullanılmasına karar verilmiştir. ARDL yöntemiyle düzeyde durağan ve birinci mertebeden durağan değişkenler arasındaki eşbütünleşme ilişkisi araştırılabilmektedir. Kurulan modelde askeri harcamalar değişkeni bağımlı değişken olarak kullanılmıştır. Gecikme uzunluğu Schwarz bilgi kriteri ile belirlenerek ARDL (1,2,1) modeli kullanılmıştır. Modele ilişkin sonuçlar Tablo 5’te sunulmuştur.

Tablo 5. ARDL (1,2,1) analizi sonuçları (bağımlı değişken: askeri harcamalar)

Değişkenler	Katsayı	Standart Hata	t İstatistiği	Olasılık
Askeri Harcama (-1)	0,409609	0,110912	6,336475	0,0008
Enflasyon	-0,060627	0,030626	-1,979584	0,0561
Enflasyon (-1)	0,108075	0,038406	2,813981	0,0082
Enflasyon (-2)	0,076964	0,031591	2,436268	0,0204
Kişi Başına GSYH	-0,364038	0,080285	-4,534327	0,0001
Kişi Başına GSYH (-1)	0,302637	0,081010	3,735810	0,0007
Sabit	0,326374	0,141525	2,306123	0,0275
R^2			0,948967	
Düzeltilmiş R^2			0,939688	
F İstatistiği			102,2728	
Olasılık (F İstatistiği)			0,0000	

Tablo 5'te son sütundaki olasılık değerlerine göre tahmin edilen parametrelerin %5 düzeyinde istatistiksel olarak anlamlı olduğu görülmektedir. Sadece enflasyon değişkeni %5,6 seviyesinde anlamlı bulunmuştur. Ancak modelin bir bütün olarak anlamlılığını ölçen F istatistiği oldukça yüksek bulunduğu için modelde değişiklik yapılmamıştır. Modelin açıklama gücünün ölçüsü olan R^2 değeri yaklaşık %95 düzeyindedir. Bu bağlamda modelin açıklama gücünün yüksek olduğu anlaşılmaktadır. ARDL modelinin geçerli olabilmesi ve eşbütünlük testinin uygulanabilmesi için bazı varsayımların sağlanması gerekmektedir. İlk olarak sabit varyans varsayımı Breusch-Pagan-Godfrey testiyle analiz edilmiş ve test sonuçları Tablo 6'da sunulmuştur.

Tablo 6. Breusch-Pagan-Godfrey testi sonucu

F İstatistiği	Olasılık (F)	Olasılık (Ki-Kare)
0,890506	0,5131	0,6929

Tablo 6'da görüldüğü gibi olasılık değerleri 0,05'ten büyüktür. Sabit varyansı öne süren temel hipotez reddedilememiştir. Bir başka ifadeyle modelde değişen varyans sorunu

bulunmadığı sonucuna ulaşılmıştır. Hata terimleri arasında otokorelasyon bulunup bulunmadığı Breusch-Godfrey testi ile analiz edilmiş ve test sonucu Tablo 7’de verilmiştir.

Tablo 7. Breusch-Godfrey testi sonucu

F İstatistiği	Olasılık (F)	Olasılık (Ki-Kare)
0,467190	0,6311	0,5570

Tablo 7’den olasılık değerlerinin 0,05’ten büyüktür. Hata terimleri arasında otokorelasyon bulunmadığını öne süren temel hipotez reddedilememiştir. Bu bağlamda modelde otokorelasyon probleminin bulunmadığına karar verilmiştir. Hata terimlerinin normal dağıldığı varsayımı ise Jarque-Bera testi ile sınanmış ve test sonucu Tablo 8’de sunulmuştur.

Tablo 8. Jarque-Bera testi sonucu

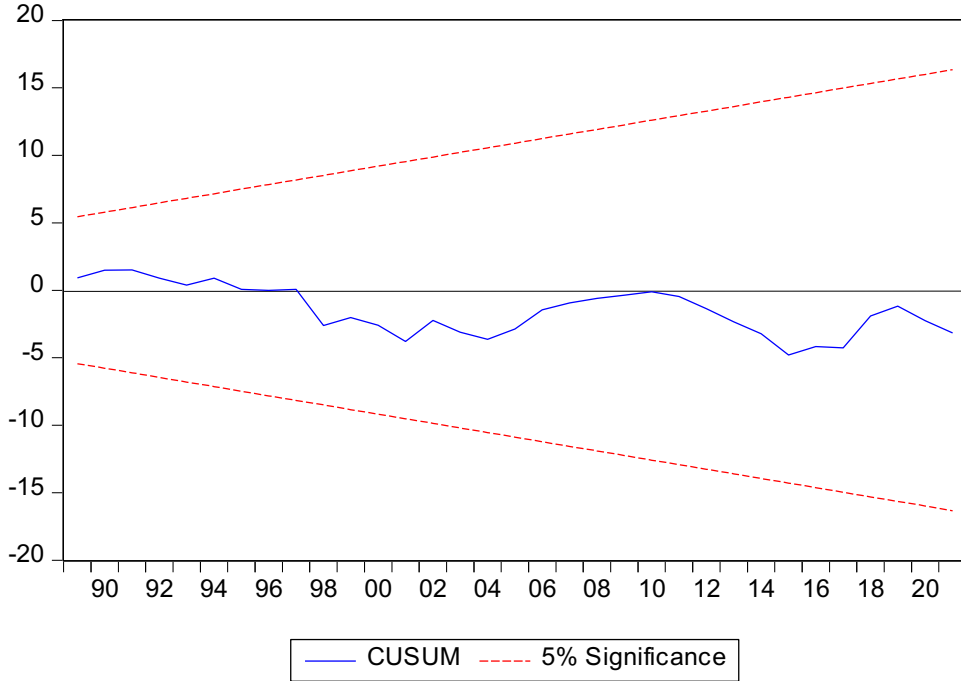
Jarque-Bera İstatistiği	Olasılık
0,185889	0,911244

Tablo 8’de görüldüğü gibi test istatistiğine ilişkin olasılık değeri 0,05’ten büyüktür. Hata terimlerinin normal dağılıma uygunluk gösterdiği temel hipotezi reddedilememiş ve kurulan model için normal dağılım varsayımının da geçerli olduğuna karar verilmiştir. ARDL modelinde herhangi bir spesifikasyon hatasının tespiti için RESET testi uygulanmış ve test sonucu Tablo 9’da verilmiştir.

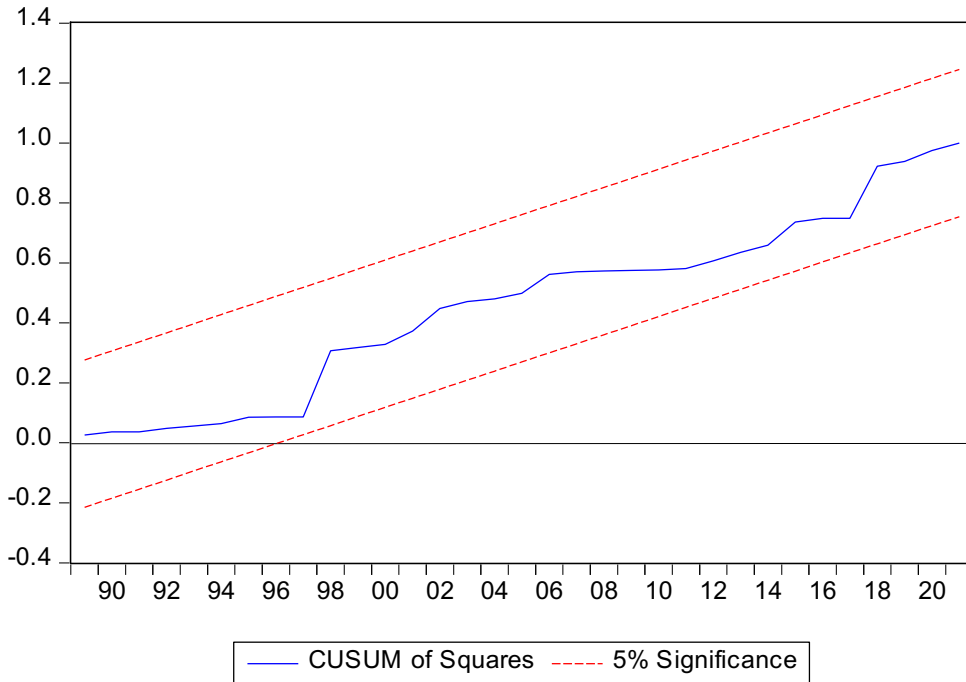
Tablo 9. RESET testi sonucu

F İstatistiği	Olasılık
0,027287	0,8698

Tablo 9’dan olasılık değerinin 0,05’ten büyük olduğu görülmektedir. Bu bağlamda modelde spesifikasyon hatası olmadığını ileri süren temel hipotez reddedilememiştir. ARDL modelinden elde edilen parametre tahminlerinin istikrar koşulunu sağlayıp sağlamadığı CUSUM ve CUSUM kare testleri ile sınanmıştır. Test sonuçları Şekil 1 ve Şekil 2’de sunulmuştur.



Şekil 1. CUSUM testi sonucu



Şekil 2. CUSUM kare testi sonucu

Şekil 1 ve 2'deki kesikli çizgiler %5 güven düzeyini göstermektedir. Mavi çizgi ise parametre tahminlerini ifade etmektedir. Mavi çizginin kesikli çizgilerle belirtilen sınırların içinde kalması, istikrar koşulunun sağlandığını göstermektedir. Uygulanan testlerden modele ilişkin tüm varsayımların sağlandığı anlaşılmıştır. Bu aşamada değişkenler arasındaki

eşbütünleşme ilişkisi olup olmadığı sınır testiyle analiz edilmiştir. Sınır testi sonuçları Tablo 10'da sunulmuştur.

Tablo 10. Sınır testi sonuçları

F İstatistiği	7,614029
Alt Sınır (%5)	3,435
Üst Sınır (%5)	4,26

Tablo 10'dan hesaplanan test istatistiğinin üst kritik değerden daha büyük olduğu görülmektedir. Bu çerçevede değişkenler arasında eşbütünleşme ilişkisinin bulunduğu karar verilmiştir. Bu tespitin ardından modele ilişkin uzun dönem katsayı tahminleri yapılmış ve tahmin sonuçları Tablo 11'de verilmiştir.

Tablo 11. Uzun dönem katsayı tahminleri (bağımlı değişken: askeri harcamalar)

Değişkenler	Katsayı	Standart Hata	t İstatistiği	Olasılık
Enflasyon	0,210727	0,035221	5,983064	0,0000
Kişi Başına GSYH	-0,104000	0,042226	-2,462951	0,0192
Sabit	0,552811	0,197343	2,801266	0,0084

Tablo 11'de parametre tahminlerine ilişkin olasılık değerleri incelendiğinde üçünün de olasılık değerinin 0,05'ten küçük olduğu görülmektedir. Bu çerçevede parametrelerin istatistiksel olarak anlamlı olduğu sonucuna ulaşılmıştır. Uzun dönem ilişkisini aşağıdaki gibi ifade etmek mümkündür.

$$LOGAskeri_t = 0,552811 + 0,210727LOGEnf_t - 0,104000LOGKKG_t + \varepsilon_t \quad (15)$$

(15) numaralı denklemden anlaşıldığı gibi enflasyon oranı askeri harcamalar üzerinde pozitif etkiye sahiptir. Kişi başına GSYH değişkeninin etkisi ise negatif olarak bulunmuştur. Tüm değişkenler logaritmik değerleriyle analize dahil edildiğinden parametreler esneklik olarak değerlendirilebilir. Bu bağlamda enflasyondaki %1'lik bir artış, kişi başına GSYH değerinin sabit kalması varsayımı altında askeri harcamaları yaklaşık %0,21 arttırmaktadır. Kişi başına GSYH'deki %1'lik artış ise enflasyonun sabit kalması varsayımı altında askeri harcamaları yaklaşık %0,10 azaltmaktadır.

Eşbütünleşme ilişkisinin geçerlilik kazanabilmesi için hata düzeltme modelinin çalışması önem arz etmektedir. Hata düzeltme modeli, uzun dönem modelinden elde edilen hata terimlerinin bir dönem gecikmeli değerleri kullanılarak oluşturulmaktadır. Uygulanan hata düzeltme modeline ilişkin sonuçlar Tablo 12’de sunulmuştur.

Tablo 12. Hata düzeltme modeli

Değişken	Katsayı	Standart Hata	t İstatistiği	Olasılık
Hata Düzeltme Terimi	-0,590391	0,102425	-5,764101	0,0000

Tablo 12’de görüldüğü gibi hata düzeltme terimi negatif ve istatistiksel olarak anlamlıdır. Bu çerçevede hata düzeltme mekanizmasının çalıştığı anlaşılmaktadır. Kısa dönemde yaşanan sapmalar 1,69 (1/0,59) yıl sonra ortadan kalkarak denge yeniden kurulmaktadır.

6. SONUÇ

Askeri harcamalar, ülkeler açısından güvenliğin sağlanması için yapılan harcamalar olarak değerlendirilmektedir. Böyle bir perspektiften bakıldığında askeri harcamalar, güvenlik için katlanılması gereken bir maliyet olarak görülebilir. Ancak diğer yandan askeri harcamalar kamu harcamalarının bir bölümü olarak ele alındığında ekonomik değer yaratan bir unsur haline gelmektedir. Özellikle savunma sanayiinin geliştirilmesine yönelik olarak yapılan yatırım harcamaları, ülkelere teknolojik üstünlük elde etme fırsatı sağlamaktadır. Ayrıca ihracat aşamasına gelen ülkeler, yüksek teknoloji bu ürünleri ihraç ederek ekonomik iyileşmeler sağlayabilmektedir. Savunma sanayiinde geliştirilen yeni teknolojilerin diğer sektörlerde de kullanılması çarpan etkisiyle tüm ekonomiyi olumlu etkileyebilmektedir. Savunma sanayiinde elde edilen üstünlüğün ülkelere politik güç sağlaması da ayrıca önem arz etmektedir.

İktisadi açıdan değerlendirildiğinde askeri harcamalarla ekonominin yakından ilişkili olduğu anlaşılmaktadır. Kamu harcamalarının bir bölümü olarak askeri harcamalar, başta ekonomik büyüme olmak üzere makroekonomik değişkenleri etkilemektedir. Bu çalışmada literatürden farklı olarak askeri harcamaların ekonomi üzerindeki etkileri değil, iktisadi değişkenlerin askeri harcamalar üzerindeki etkileri analiz edilmiştir. Askeri harcamaların sadece güvenlik tehdidi gibi politik faktörler tarafından belirlenmediği, ekonomik yapının da askeri harcamalar üzerinde etkili olduğu düşüncesi bu çalışmanın temelini oluşturmaktadır. Askeri harcamalar ekonomik değer yaratma mekanizması içerdiğine göre söz konusu

harcamaların iktisadi değişkenlerden etkilenmesi doğaldır. Bu çalışmada Türkiye için enflasyon ve kişi başına gelir değişkenlerinin askeri harcamalar üzerindeki etkileri araştırılmıştır. Elde edilen sonuçlara göre enflasyonun askeri harcamalar üzerindeki etkisi pozitifdir. Enflasyondaki %1'lik bir artış, kişi başı GSYH'nin sabit kalması varsayımı altında askeri harcamaları %0,21 oranında arttırmaktadır. Bu sonuç, enflasyon ile askeri harcamalar arasında çift yönlü nedensellik tespit eden Günana (2004) ve ekonomik büyümeden askeri harcamalara doğru tek yönlü nedensellik bulan Yılcı ve Özcan (2010) çalışmalarıyla uyumludur. Çalışmanın diğer bir sonucuna göre kişi başına GSYH değişkeninin askeri harcamalar üzerindeki etkisi negatiftir. Enflasyon sabit varsayıldığında kişi başına GSYH değeri %1 arttığında askeri harcamalar %0,1 azalmaktadır. Bu bulgu, Mintz ve Stevenson (1995), Tambudzai (2007), Dedebeğ ve Meriç (2015) çalışmalarıyla uyumludur. Her iki bulgu da çalışmalarında değişkenler arasında nedensellik ilişkisi ortaya koyamayan Starr ve diğerleri (1984) ve Özsoy (2008) çalışmalarıyla uyumlu gözükmemektedir.

Enflasyondaki artışın özellikle kurlarda meydana getirdiği dalgalanmalar dikkate alındığında savunma sanayiine yönelik ithalatın maliyeti artmaktadır. Gerek silah alımları gerekse savunma sanayiinin ithal girdi talebinin bu çerçevede askeri harcamaları arttırdığı değerlendirilmektedir. Kişi başına GSYH artışları ise ekonomik büyüme olarak ele alınmaktadır. Ekonomi büyüdükçe terör ve güvenlik tehdidi nedeniyle zaten yüksek olan askeri harcamalar yerine ihmal edilen diğer kamu harcamalarına kaynak aktarıldığı değerlendirilmektedir. Ayrıca ekonomik büyüme ile birlikte yerli savunma sanayiine daha fazla kaynak aktarılarak ithalatın azalması sağlanmakta ve bu mekanizma ile toplam askeri harcamalarda azalma ortaya çıkabilmektedir. Bu çerçevede ekonomik büyüme nedeniyle ortaya çıkacak kaynak artışının ithalat yerine yerli savunma sanayiine aktarılması hem dışa bağımlılığı azaltacak hem de toplam askeri harcamaları azaltacaktır. Ayrıca teknolojik ilerleme sağlanacak ve söz konusu teknolojik gelişme diğer sektörler açısından da olumlu sonuçlar ortaya çıkaracaktır.

KAYNAKÇA

Abu-Bader, S., & Abu-Qarn, A. S. (2003). Government expenditures, military spending and economic growth: causality evidence from Egypt, Israel, and Syria. *Journal of Policy Modeling*, 25(6), 567– 583. [https://doi.org/10.1016/S0161-8938\(03\)00057-7](https://doi.org/10.1016/S0161-8938(03)00057-7)

Altunç, Ö. (2011). Kamu harcamaları ve ekonomik büyüme ilişkisi: Türkiye'ye ilişkin ampirik kanıtlar. *Celal Bayar Üniversitesi, Yönetim ve Ekonomi Dergisi*, 18(2), 145-157.

Banerjee, A., Lumsdaine, R., & Stock, J. H. (1992). Recursive and sequential tests of the unit root and trend break hypothesis: theory and international evidence. *Journal of Business and Economic Statistics*, 10, 271-287.

- Benoit, E. (1973). *Defense and economic growth in developing countries*. Lexington, Mass: Lexington Books.
- Benoit, E. (1978). Growth and defense in developing countries. *Economic Development and Cultural Change*, 26(2), 271–280. <https://doi.org/10.1086/451015>
- Breusch, T. S. (1978). Testing for autocorrelation in dynamic linear models. *Australian Economic Papers*, 17, 334-355.
- Breusch, T. S., & Pagan, A. (1979). A simple test for heteroscedasticity and random coefficient variation. *Econometrica*, 47, 1287-1294.
- Brown, R., Durbin, J., & Evans, J. (1975). Techniques for testing the costancy of regression relationships over time. *Journal of the Royal Statistical Society Series B*, 37, 149-224.
- Chang, H. C., Huang, B. N., & Yang, C. W. (2011). Military expenditure and economic growth across different groups: A dynamic panel Granger-causality approach. *Economic Modelling*, 28(6), 2416–2423. <https://doi.org/10.1016/j.econmod.2011.06.001>
- Çil, N. (2018). *Finansal Ekonometri*. Der Yayınları, İstanbul.
- Davoodi, H., Clements, B., Schiff, J., & Debaere, P. (2001). Military spending, the peace dividend, and fiscal adjustment. *IMF Staff Papers*, 48(2), 290-316.
- Dedebek, E., & Meriç, M. (2015). Avrupa Birliği ülkelerinde savunma harcamalarını belirleyen ekonomik ve sosyal faktörler: Panel veri analizi. *Sayıştay Dergisi*, 97, 89-104. <https://dergipark.org.tr/en/pub/sayistay/issue/61552/919188>
- Dickey, D. A., & Fuller, W. A. (1979). Distribution of the estimators for autoregressive time series with a unit root. *Journal of the American Statistical Association*, 74(366), 427-431.
- Dickey D. A., & Fuller, W. A. (1981). Likelihood ratio statistics for autoregressive time series with a unit root. *Econometrica*, 49(4), 1057-1072.
- Doucha, M., & Solomon, B. (2013). Middle powers and the demand for military expenditures. *Defence and Peace Economics*, 25(6), 605-618.
- Dunne, P., Nikolaidou, E., & Vougas, D. (2001). Defence spending and economic growth: a causal analysis for Greece and Turkey. *Defence and Peace Economics*, 12(1), 5-26.
- Engle, R. F., & Granger, C. W. J. (1987). Cointegration and error correction: representation, estimation and testing. *Econometrica*, 55, 251-76.
- Fonfría, A., & Marín, R. (2012). Determinants of the demand for defence expenditure in the NATO countries. *Journal of the Higher School of National Defense Studies*, 9-30.
- Frederiksen, P. C., & Looney, R. E. (1982). Defense expenditures and economic growth in developing countries. *The Journal of Economic Development*, 7(1), 113–125.
- Görkem, H., & Işık, S. (2008). Türkiye’de savunma harcamaları ve ekonomik büyüme arasındaki ilişki (1968-2006). *Marmara Üniversitesi İİBF Dergisi*, 25(2), 405-424.
- Gül, E., & Yavuz, H. (2011). Türkiye’de kamu harcamaları ile ekonomik büyüme arasındaki nedensellik ilişkisi: 1963-2008 dönemi. *Maliye Dergisi*, 160, Ocak–Haziran.
- Günana, T. (2004). *The relationship between defense spending and inflation: An empirical analysis for Turkey* [Yayınlanmamış Yüksek Lisans Tezi]. The Department of Management Bilkent University, Ankara.
- Heo, U. (2010). The relationship between defense spending and economic growth in the United States. *Political Research Quarterly*, Salt Lake City, 63(4), 760–770.
- Hung-Pin, L., Wang, T., & Yang, C. (2016). Further causality evidence on arms race, inflation and economic growth. *Economic Computation and Economic Cybernetics Studies and Research*, 50(2), 123-137.
- İstikbal, D. (2022). Türkiye’nin savunma harcamaları, *Kriter Dergi*, 6(66), <https://kriterdergi.com/dosya-savunma-ve-guvenlik/turkiyenin-savunma-harcamaları#:~:text=1980'de%20d%C3%BCnyada%20toplam%20askeri,ekonomisine%20oran>

tir.

Johansen, S. (1988). Statistical analysis of cointegration vectors. *Journal of Economics Dynamic and Control*, 12(2-3), 231–254.

Karagol, E., & Palaz, S. (2004). Does defence expenditure deter economic growth in Turkey? A cointegration analysis. *Defence and Peace Economics*, 15(3), 289-298.

Kinsella, D. (1990). Defence spending and economic performance in the United States: A causal analysis. *Defence Economics*, 1(4), 295-309.

Lee, J., & Strazicich, M. C. (2003). Minimum lagrange multiplier unit root test with two structural breaks. *The Review of Economics and Statistics*, 85 (4), 1082-1089

Lee, J., & Strazicich, M. C. (2004). Minimum lagrange multiplier unit root tests with one structural break. *Appalachian State University Working Papers*, 4(17), 1-15.

Lim, D. (1983). Another look at growth and defense in less developed countries, *Economic Development and Cultural Change*, 31(2), 377–384.

Lin, H. (2012). Does defense spending surprise long-run inflation, economic growth and welfare. *Economics Bulletin*, 32(1), 1020-1031.

Lucier, C. E. (1979). Changes in the values of arms race parameters. *The Journal of Conflict Resolution*.

Lumsdaine, R. L., & Papell, D. H. (1997). Multiple trend breaks and the unit root hypothesis. *The Review of Economics and Statistics*, 79, 212-218.

Mintz, A., & Stevenson, R. T. (1995). Defense expenditures, economic growth, and the “Peace Dividend”: A longitudinal analysis of 103 countries. *The Journal of Conflict Resolution*, 39(2), 283–305.

Narayan, P. K., & Popp, S. (2010). A new unit root test with two structural breaks in level and slope at unknown time. *Journal of Applied Statistics*, 37(9), 1425-1438.

Nelson, C., & Plosser, C. (1982). Trends and random walks in macroeconomic time series: Some evidence and implications. *Journal of Monetary Economics*, (10), 139-169.

Nikolaidou, E. (2008). The demand for military expenditure: Evidence from the EU15 (1961–2005). *Defence and Peace Economics*, 19(4), 273-292.

Özsoy, O. (2008). Defence spending and the macroeconomy: The case of Turkey. *Defence and Peace Economics*, 19(3), 195-208.

Payne, J. E., & Ross, K. L. (1992). Defense spending and the macroeconomy. *Defence Economics*, 3(2), 161-168.

Perron, P. (1989). The great crash, the oil price shock, and the unit root hypothesis. *Econometrica*, 57, 1361-1401.

Perron, P. (1997). Further evidence on breaking trend functions in macroeconomic variables. *Journal of Econometrics*, 80 (2), 355-385

Pesaran, M. H., & Shin, Y. (1995). *An autoregressive distributed lag modelling approach to cointegration analysis*. In S. Strom, A. Holly, A. Diamond (eds), Centennial Volume of Ragner Frisch, Cambridge University Press

Pesaran, M. H., Shin, Y., & Smith, R. J. (2001). Bounds testing approaches to the analysis of level relationships. *Journal of Applied Econometrics*, 16, 289-326.

Phillips, P. C., & Perron, P. (1988). Testing for a unit root in time series regression. *Biometrika*, 75(2), 335-346.

Quattara, B. (2004). *Foreign aid and fiscal policy in Senegal*. Manchester, Mimeo University of Manchester.

Ramsey, J. B. (1969). Tests for specification errors in classical linear least squares regression analysis. *Journal of the Royal Statistical Society*, B-31, 350-371.

Richardson, L. (1960). *Arms and insecurity: A mathematical study of causes and origins of war*. Pttsburg: Boxwood Press.

Smith, R. (1980). The demand for military expenditure. *Wiley on Behalf of the Royal Economic Society*.

Starr, H., Hoole, F. W., Hart, J. A., & Freeman, J. R. (1984). The relationship between defense spending and inflation. *The Journal of Conflict Resolution*, 28(1), 103-122.

Tambudzai, Z. (2007). *Military burden determinants in Southern Africa, 1996-2005: A cross-section and panel data analysis*. Economic Development in Africa Conference (1-25), Oxford: St Catherine's College.

Taşseven, Ö. (2011). The Wagner's law: Time series evidence for Turkey, 1960– 2006. *Doğuş Üniversitesi Dergisi*, 12 (2)

Vogelsang, T. J., & Perron, P. (1998). Additional tests for a unit root allowing for a break in the trend function at an unknown time. *International Economic Review*, 39, 1073-1100.

World Bank (2022), *Military Expenditure, Open Data*, <https://data.worldbank.org/indicator/MS.MIL.XPND.CD?locations=TR>

Yılancı, V., & Özcan, B. (2010). Yapısal kırılmalar altında Türkiye için savunma harcamaları ile GSMH arasındaki ilişkinin analizi. *C.Ü. İktisadi ve İdari Bilimler Dergisi*, 11(1), 21-33.

Zivot, E., & Andrews, D. (1992). Further evidence on the great crash, the oil-price shock and the unit-root hypothesis. *Journal of Business Economic Statistics*, 10(3), 251- 270.