Araştırma Makalesi/Research Article

Türkiye'de Savunma Harcamalarının Enflasyon Üzerindeki Etkisi: Yapısal Kırılmalı Eşbütünleşme Analizi

Birol KARAKURT[*]
Suat Hayri ŞENTÜRK[**]
Burak ŞAHİNGÖZ[***]

Öz

Türkiye'ye yönelik iç ve dış tehdit unsurlarının çokluğu savunma harcamalarının yüksek seviyede tutulmasına sebep olmaktadır. Savunma harcamalarının makroekonomik değişkenlerle ilişkisi birçok çalışmaya konu olmuştur. Buna karşın, savunma harcamalarının enflasyonla etkileşimi hakkında ortak bir kanı bulunmamaktadır. Çalışmada, Türkiye'de 1966-2016 döneminde savunma harcamaları ve enflasyon arasındaki ilişkinin analizi hedeflenmiştir. Dönemin uzunluğu yapısal kırılmaları dikkate almayı gerektirmektedir. Bu amaçla, Maki yapısal kırılmalı eşbütünleşme testi ve Toda-Yamamoto nedensellik testinden faydalanılan araştırma sonuçları kısa ve uzun dönemde savunma harcamalarından enflasyona doğru tek yönlü pozitif nedensellik ilişkisine işaret etmektedir.

Anahtar Kelimeler: *Savunma Harcamaları, Enflasyon, Maki Eşbütünleşme Testi, Toda-Yamamoto Nedensellik Testi*

[*]Prof.Dr., Karadeniz Teknik Üniversitesi, İİBF, Maliye Bölümü, birolkarakurt@yahoo.com; orcid.org/0000-0002-6325-2171
[**]Doç.Dr., Gümüşhane Üniversitesi, İİBF, Maliye Bölümü, suathayrisenturk@yahoo.com; orcid.org/0000-0003-2930-8888
[***]Arş.Gör., Karadeniz Teknik Üniversitesi, İİBF, Maliye Bölümü, buraksahingoz@ktu.edu.tr; orcid.org/0000-0002-4179-1609
Makalenin Gönderilme Tarihi: 03.08.2018 **Kabul Tarihi:** 27.12.2018

The Effects of Military Expenditures on Inflation in Turkey: A Cointegration Analysis with Structural Breaks

Abstract

Internal and external threats to Turkey lead her to have its military expenditures at a high level. The relationship between military expenditures and macroeconomic variables has been of great interest to a number of studies. However, there is no common view about the relationship between military expenditures and the inflation. In this study, the relationship between military expenditures and the inflation in Turkey is aimed to be analysed for the period 1966-2016. The length of the study period requires considering structural breaks. Therefore, according to the results of our study that benefits from a Maki cointegration test with structural breaks and Toda-Yamamoto causality test, a unidirectional positive causality between military expenditures and the inflation has been found both in the short- and the long- run.

Keywords: *Military Expenditures, Inflation, Maki Cointegration Test, Toda-Yamamoto Causality Test*

JEL Classification Codes: *H56, E31, C22*

Giriş

Her ülke iç ve dış tehditlere karşı tedbir almak ve bu amaçla az veya çok harcama yapmak zorunluluğu ile karşı karşıyadır. Türkiye, hem iç tehditlerin hem de jeopolitik konumu nedeniyle dış tehditlerin olduğu bir ülkedir. Bu yüzden Türkiye için iç ve dış tehditlerin ortadan kaldırılması, ulusal güvenliğin sağlanması ve korunması ve caydırıcı güç olması için savunma harcamaları ve seviyesi önem arz etmektedir.[1]

Bütçe içerisinde önemli yer tutan savunma harcamalarının sadece güvenlik değil ekonomik boyutu da bulunmaktadır. Bu nedenle savunma harcamalarının teknoloji geliştirici etkisi ve büyümeye katkısı da dikkate alınarak ekonomik büyüme ile arasındaki ilişki teorik modeller çerçevesinde sıklıkla araştırılmıştır. Literatürde savunma harcamaları büyüme ilişkisinin analizine karşın savunma harcamalarının diğer makroekonomik değişkenlerle ilişkisini inceleyen çalışmalar, teorik modellerin eksikliği nedeniyle oldukça sınırlıdır. Teorik modellerin yetersizliğine karşın zamanla geliştirilen zaman serisi analizleri yardımıyla teorik bir yapıya gerek duyulmadan savunma harcamaları ve enflasyon arasındaki ilişki birçok ampirik çalışmaya konu edilmiştir. Starr vd. (1984), Vitaliano (1984),

[1]Tarihsel sürece dayanan Yunan ideasının varlığı, iki ülke arasında Ege Adaları ve Kıbrıs sorunlarının devam ediyor olması, 1970 yılından beri süre gelen terör örgütü PKK ile yapılan mücadele, 21'inci yüzyılın başlarından itibaren Orta Doğu'da değişen dengelerin ve yaşanan çatışmaların Türkiye'ye yansıması ülke için savunma harcamalarını önemli kılan sebeplerden bazılarıdır.

Nourzad (1987), Looney (1989), Kinsella (1990), Baek (1991), Payne ve Ross (1992), Özsoy (2008), Özsoy ve İpek (2010), Aiyedogbon vd. (2012) ve Hung-Pin vd. (2016) savunma harcamalarının enflasyon ve diğer makroekonomik değişkenlerle etkileşimini inceleyen çalışmalardan bazılarıdır.

Literatürde incelenen ve bu araştırmanın dayanağını oluşturan ampirik çalışmalarda yapısal kırılma analizlerinin sınırlı düzeyde uygulandığı veya uygulanmadığı görülmektedir. Oysa ele alınan veri setinin uzunluğu yapısal kırılmaların dikkate alınmasında önem arz etmektedir. Çalışma, literatürdeki bu eksikliği gidermeyi ve yapısal kırılmalar altında ortaya çıkabilecek etkileşimi analiz etmeyi amaçlamaktadır. Bu amaçla, Türkiye'de savunma harcamaları ve enflasyon arasındaki ilişki Maki (2012) yapısal kırılmalı eşbütünleşme testi ile analiz edilmiştir.

Bu amaca ulaşmak için çalışmanın birinci kısmında savunma harcamaları ve enflasyon arasındaki ilişkiye, dünyada ve Türkiye'deki durumuna değinilmiştir. İkinci kısımda literatür taraması yapılmıştır. Son kısımda ise Zivot-Andrews (1992) ve Lee ve Strazicich (2003, 2004) yapısal kırılmalı birim kök testleri, Maki (2012) yapısal kırılmalı eşbütünleşme testi, FMOLS ve DOLS eşbütünleşme katsayı tahmincisi ve Toda-Yamamoto (1995) nedensellik testi yapılmış ve elde edilen bulgular yorumlanmıştır.

1. Savunma Harcamaları ve Enflasyon

Savunma hizmetlerinin temel amacı ülkenin egemenliğini korumaktır. Savunma harcamalarının boyutunu ülkelerin jeopolitik konumu, nüfustaki değişim, savaşlar, iç savaşlar, dış tehditler (dış politikaya ilişkin sorunlar), komşu veya rakip ülkelerin savunma harcamalarındaki değişim (silahlanma yarışı) ve iç tehditler gibi birçok faktör belirlemektedir (Collier ve Hoeffler, 2002:4; Krugman, 2005:522). Söz konusu dinamik ve tehditler ulusal güvenliği tehdit ettiği ölçüde savunma harcamalarının düzeyi de değişebilecektir. Savunma harcamalarının öncelikli amacı ulusal güvenliği sağlamak ve korumak olsa da bu harcamaların ekonomik etkilerinin önem taşıdığı da bir gerçektir. Bu yüzden savunma harcamaları enflasyonla ilişkilendirilmekte ve etkileri tartışılmaktadır.

Savunma harcamalarının enflasyonu tetiklediği görüşü askeri harcamaların ekonomik doğasına dayandırılmaktadır. Bu dayanak savunma harcamalarının diğer harcamalar gibi üretken olmadığı kabulüne dayanır ve savunma harcamalarının diğer kamu harcamalarına göre daha fazla enflasyonist etki meydana getirmesine sebep olmaktadır (Starr vd., 1984:107; Cuerasma ve Reitschuler, 2003:80; Deger ve Sen, 1995:279). Diğer yandan, savunma harcamalarının ek bir satın alma gücü yaratıp yaratmadığı da tartışılmaktadır. Savunma harcamalarıyla ilgili sorun arza gerek kalmadan talebin karşılanabilmesiyle ilgilidir. Diğer kamu harcamalarında talep artışı arzı desteklerken savunma harcamalarındaki artış,

arzı etkilemeyebilir (Fallows, 1981:7). Yani, savunma harcamaları arzdan ziyade daha fazla talep yaratmakta, bu da enflasyona neden olmaktadır.

Savunma harcamalarının arzı artırmadan talebi artırdığı ve dolayısıyla mevcut ya da gelecekteki yaşam standartlarına katkıda bulunmadığı ifade edilebilir (Looney, 1989:150). Şöyleki artan savunma harcamaları dar tabanlı savunma endüstrisinde sınırlı kapasite ya da esnek olmayan arz durumlarıyla karşılaşırsa bu durum enflasyonu artırabilir. Çünkü savunma harcamalarındaki artış arz eden firmalar açısından iş gücü ve sermayeye talebini artıracaktır. Kısa dönemde nitelikli iş gücü ve sermayenin kaynağı değişmeyeceğinden, artan savunma harcamaları ücretlerde ve fiyatlarda artışa neden olacaktır. Uzun dönemde ise belirli faktörlerin (örn: eğitimli mühendis) tedariği keskin şekilde artan talebe cevap veremeyeceği için uzun dönemde de fiyatları yükseltebilir (Starr vd., 1984:108). Dolayısıyla savunma sanayii ve ona bağlı nitelikli işgücü piyasası, tekelci ve/veya monopson fiyatlandırma uygulamaları tarafından karakterize edildiği ölçüde, savunma harcaması artışları, bu piyasalardan ekonominin geri kalanına yayılan fiyat artışlarını beraberinde getirebilir. Böylece savunma harcamaları orantısız bir maliyet itişli (kaynaklı) enflasyonun nedeni olabilir (Nourzad, 1987:58). Örneğin, savunma sanayisi ile ilişkili uçak siparişlerindeki artış havacılık endüstrisinde istihdamın artmasına neden olacak ve bu da söz konusu sektördeki ücret düzeyini etkileyebilecektir. Zamanla bu ücret artışları diğer sektörlere yayılabilecek bu da imalatçı firmaların fiyat arttırmalarına (üretim maliyetlerindeki artıştan dolayı) yol açacaktır. Fiyat artışları, daha fazla ücret artışı için baskıyı artırma eğiliminde olacaktır (Stekler, 1979:21).

Talep tarafında ise artan savunma harcamaları, nominal talep büyümesindeki artışa katkıda bulunmakta olup, bu artış vergi artışları veya kısıtlayıcı parasal faaliyetlerle dengelenmediği takdirde nominal talep büyümesinin hızlanmasına katkıda bulunarak enflasyonu olumsuz etkileyebilecektir. Bununla birlikte eğer bir çıktı açığı varsa, yani ekonomi tam istihdam denge düzeyinde değilse, savunma harcamalarındaki artış (diğer kamu harcamalarında olduğu gibi) zorunlu olarak enflasyonist etki meydana getirmeyebilir (Schultze, 1981:3; Nourzad, 1987:58).

Savunma harcamalarındaki artışın ödemeler dengesi üzerindeki etkisi enflasyonu etkileyebilecek başka bir yoldur. Örneğin ithal edilen askeri mal ve hizmetler ödemeler dengesi açıklarının artmasına yol açabilir. Ödemeler dengesi açığının enflasyon üzerindeki etkisi, açığın büyüklüğüne ve nasıl finanse edildiğine bağlıdır. Büyük bir açık, ulusal paranın değer kaybetmesine neden olur ve bu durum ithalatı daha pahalı ve ihracatı daha rekabetçi bir hale getirebilir. İthalatın artan maliyeti ve ihraç mallarına olan talep artışı fiyatlar üzerinde bir baskı yaparak enflasyon oranında da bir miktar artışa neden olabilir (Starr vd., 1984:109).

Savunma harcamalarındaki artış ekonominin gelir elde etme potansiyeline bağlı olarak ya vergilerle ya da borçlanma ile karşılanacaktır.

Savunma harcamalarındaki artış vergilerle karşılanamıyorsa borçlanmaya gidilecektir. Hem savunma harcamalarından kaynaklanan artış hem de borçlanmanın maliyeti faiz giderlerindeki artıştan dolayı bütçe açıkları artacaktır. Politika yapıcılar vergi artırmaya ya da ek harcamaları finanse etmek için diğer harcamaları azaltmaya isteksiz olduklarından, bütçe açıklarına ve kamu borçlarına başvurmaları daha fazla enflasyonist baskı yaratma eğilimindedir (Looney, 1989:150). Yani, savunma harcamalarının neden olduğu bütçe açıkları enflasyonun artmasına neden olabilir.

Kıt kamusal kaynakların aktarıldığı ana harcama kalemlerinden birisi olan savunma harcamaları devlet bütçesi içinde önemli bir yere ve büyüklüğe sahiptir. Hatta, birçok ülkede her yıl eğitim ve sağlık gibi önemli harcama kalemlerinden fedakârlık edilerek bütçede geniş savunma harcamalarına yer verilmektedir (Değer ve Sen, 1995:277-278). Tablo 1, dünyada savunma harcamalarının GSYH ve devlet bütçesi içindeki payını göstermektedir. Pek çok ülke 1960'lı yıllarda GSYH'nin %5,5'i seviyesindeki kaynaklarını savunma harcamaları için kullanmıştır. Bu kaynaklar devlet bütçesinin %20'sinden fazlasını oluşturmaktadır. Şöyle ki savunma harcamaları çoğu zaman eğitim ve sağlık harcamalarının üzerinde seyretmiştir. Dünyada savunma harcamalarının GSYH içindeki yüksek payı 1970'den 1980 ortalarına kadar azalmamış; ancak 1980'li yılların sonlarında ılımlı şekilde azalmaya başlamış ve özellikle soğuk savaşın sona ermesinden sonra azalış şiddeti artmıştır. Savunma harcamalarının devlet bütçesi içindeki payı 1970'li yıllarda %20 seviyelerindeyken günümüzde %9 seviyesine kadar düşmüştür.

Tablo 1: Dünyada Savunma Harcamaları ve Enflasyon

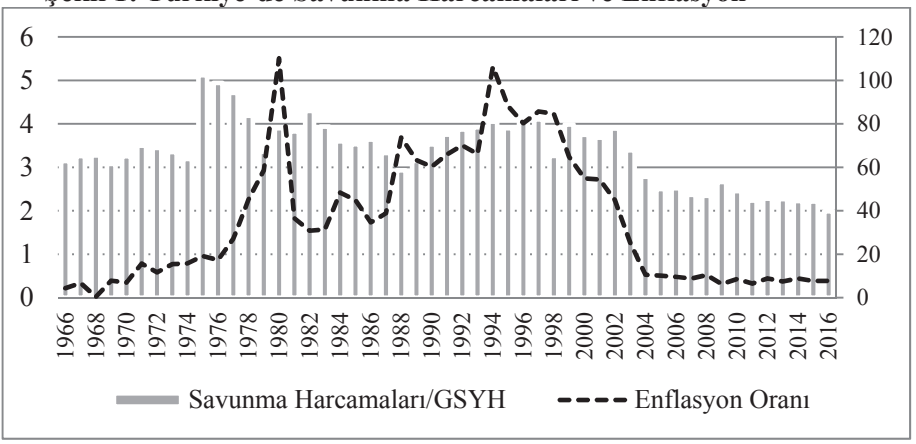
	Dünyada Savunma Harcamalarının GSYH İçindeki Payı	Dünyada Savunma Harcamalarının Devlet Bütçesi İçindeki Payı	Dünyada Enflasyon Oranı
1960-69 dönemi	5,6	---	---
1970-79 dönemi	3,83	18,26*	---
1980-89 dönemi	3,78	16,11	9,03
1990-99 dönemi	2,57	10,73	7,42
2000-09 dönemi	2,35	9,80	4,01
2010-16 dönemi	2,40	8,61	2,94

Not: *; 1970-1979 dönemi ortalaması 1972 yılından itibaren hesaplanmıştır.
Kaynak: Dünya Bankası (2018).

Türkiye'de ise savunma harcamalarının GSYH içindeki payı hem NATO üyesi ülkelerin hem de genel olarak dünya ülkelerinin ortalamasının üzerindedir. Gerek iç tehditlerin gerekse jeopolitik konumdan kaynaklı dış tehditlerin varlığından dolayı askeri harcamalar yüksek seviyelerde seyretmiştir (Giray, 2004:192-196). Bu durum, Türkiye'nin siyasi ve ekonomik istikrarsızlıklar yanında bölgesel kargaşaların yoğun olduğu bir

bölgede bulunmasından ve sınır komşularının savunma harcamalarının yüksek olmasından kaynaklanmaktadır.

Şekil 1: Türkiye'de Savunma Harcamaları ve Enflasyon



Kaynak: Dünya Bankası ve SIPRI (2018).

Şekil 1'de birincil eksen savunma harcamalarının GSYH içindeki payını, ikincil eksen enflasyon oranını nitelendirmektedir. Savunma harcamalarının GSYH içindeki payı Kıbrıs Barış Harekatı (1974) nedeniyle 1975 yılında %5,1 gibi yüksek seviyelere çıkmıştır. Türkiye için tehdit unsurunun arttığı yıllarda savunma harcamalarının GSYH ve devlet bütçesi içindeki payı yüksek kalmaya devam etmiştir. Tehdit unsurunun azaldığı (küresel barışa güvenin arttığı 1998 yılından sonra) yıllarda ise Türkiye'de de savunma harcamalarının GSYH içindeki payı azalış göstermiştir. Diğer yandan, enflasyon oranındaki gelişmeler özellikle 1988 yılından sonra savunma harcamalarıyla paralellik (kriz dönemleri hariç, 1994) göstermiştir. Savunma harcamalarının GSYH içindeki payının azalmaya başladığı 2000'li yıllarda enflasyon oranında benzer şekilde azalış gösterdiği ifade edilebilir (Şekil 1). Bu durum enflasyona odaklanan ve harcama baskısını ortadan kaldıran programların sonucudur.

2. Literatür

Savunma harcamaları bütçe içindeki yüksek payı ve ekonomik mahiyeti gereği birçok araştırmaya konu olmuştur. Savunma harcamalarının ekonomik etkilerini inceleyen ilk çalışma Benoit (1978) tarafından ortaya konmuştur. Benoit (1978:278) savunma harcamalarındaki artışın ekonomik büyüme hızını artırdığını ifade etmekte ve savunma harcamaları ile ekonomik büyüme arasındaki ikinci muhtemel ilişkinin enflasyon yoluyla olacağını belirtmektedir. Benoit'e göre, savunma harcamalarındaki artış enflasyonla sonuçlanacaktır. Bu görüşünü desteklemek için 1962 yılında Çin'in, Hindistan'a saldırısını ve neticesinde artan savunma harcamalarını örneklemiştir. Bu olay neticesinde fiyatlar genel seviyesinde de kayda değer artışlar gerçekleşmiştir. Hiper enflasyon oranına sahip ülkeler istisna

tutulduğunda enflasyon oranı ve ekonomik büyüme, savunma yükü ve enflasyon oranı arasında pozitif yönlü anlamlı ilişki olduğunu vurgulamıştır. Yüksek savunma harcamalarını finanse etmek sıkı maliye politikalarının gevşetilmesine ve daha yüksek enflasyon yaşanmasına sebep olabilirken ılımlı enflasyon ortamında yapılan makul seviyede savunma harcamaları ise atıl kaynakların kullanılması dolayısıyla ekonomiye itme gücü sağlamaktadır (Benoit, 1978:278).

Benoit'in çalışması ile birlikte savunma harcamalarını diğer makroekonomik değişkenlerle ilişkilendiren çalışmalar da ortaya çıkmıştır. Bu çerçevede, savunma harcamaları ile enflasyonla sıklıkla ilişkilendirilmiştir. Kinsella (1990), savaş gibi olağanüstü dönemlerde ciddi oranda artan savunma harcamalarının enflasyonist etki meydana getirdiği ifade etmektedir.[2] Ancak olağan dönemlerde savunma harcamaları ile enflasyon arasındaki etkileşim farklılaşabilmektedir.

Starr vd. (1984), 1956-1979 döneminde Birleşik Devletler, Birleşik Krallık, Fransa ve Almanya'da savunma harcamaları ile enflasyon arasındaki ilişkiyi Granger nedensellik testi ile analiz etmiştir. Sonuçlara göre, Birleşik Devletler ve Birleşik Krallık'ta savunma harcamaları ile enflasyon arasında ilişki bulunamazken Fransa ve Almanya'da iki değişken arasında çift yönlü nedensellik ilişkisi bulunmuştur. Benzer şekilde Vitaliano (1984) savunma harcamalarıyla enflasyon arasında ilişki bulamamıştır. Nourzad (1987), Vitaliano'nun sonuçlarını beklenen enflasyon oranını kullanarak yeniden araştırmış, savunma harcamalarının enflasyon üzerinde pozitif etkisi olduğu sonucuna ulaşmıştır.

Looney (1989) daha farklı bir yaklaşımla silah üreticisi ülkeler ve silah üretmeyen ülkelerde savunma harcamalarının enflasyonla ilişkisini analiz ettiği çalışmasında iki sonuca ulaşmıştır. Birinci olarak savunma harcamalarının maliyet enflasyonuna sebep olduğunu belirtmektedir. Bunun sebebi askeri bürokrasinin aşırı maliyetle çalışsa dahi silah üreticilerini teşvik etmeye devam etmesidir. İkinci olarak savunma harcamalarındaki artışın toplam talepte artışa yol açarak ekonomide talep enflasyonuna neden olabileceğidir. Sonuçlar maliyet enflasyonunun sadece silah üreticisi ülkelerde meydana gelebileceğini gösterirken talep enflasyonu hem silah üreticisi olan hem de silah üreticisi olmayan ülkelerde meydana gelebileceğini göstermektedir.

Kinsella (1990) 1943-1989 döneminde Birleşik Devletler'de savunma harcamaları ve enflasyon arasındaki ilişkiyi Granger nedensellik testi, etki-tepki ve varyans ayrıştırma yöntemleriyle analiz etmiştir. Sonuçlar savunma harcamaları ile fiyatlar genel düzeyi, arasında önemli bir ilişki olmadığını göstermektedir. Baek (1991) Kinsella'nın çalışmasını devam ettirerek 1956-1989 döneminde aynı değişkenler arasındaki ilişkiyi, Granger Nedensellik testi, yapısal VAR (SVAR) ve kısıtlanmamış VAR (URVAR) modelleriyle

[2]Savaş zamanı seferberliği, ulusal kaynaklara olan taleplerin artmasını içerir. Aşırı kapasite eksikliği veya artan vergi, fiyatlar üzerinde yukarı yönlü baskı uygular (Kinsella, 1990:296).

analiz etmiştir. Bulgulara göre, savunma harcamaları fiyatlar genel seviyesi üzerinde önemli bir etkiye sahiptir. Diğer yandan, fiyatlar genel seviyesindeki artış savunma harcamalarını etkilemektedir. Payne ve Ross (1992) 1960:1-1988:1 çeyrek yıllık verileriyle Birleşik Devletler'de savunma harcamaları ile içinde enflasyonun da olduğu ekonomik performans[3] arasındaki ilişkiyi SVAR modeliyle analiz etmiştir. Payne ve Ross'un (1992) bulgularına göre, savunma harcaması ile enflasyon arasında nedensellik ilişkisi yoktur.

Sahu vd. (1994) 1960-1989 döneminde savunma harcamaları ve savunma dışı kamu harcamalarının enflasyon üzerindeki etki beklentisi artırılmış Philips eğrili IS-LM modeliyle analiz etmiştir. Sonuçlar savunma harcamalarının enflasyon üzerinde etkisi olmadığını gösterirken savunma dışı kamu harcamalarının enflasyon üzerinde etkili olduğunu göstermektedir. Tzeng vd. (2008) savunma yükünün enflasyon oranı ile ilişkisini analiz etmek için parasal içsel büyüme modeli kurmuştur. Savunma yükünde artışın enflasyon üzerindeki etkisi muğlaktır. Lin (2012) artan savunma harcamalarının enflasyon üzerindeki etkilerini geliştirdiği içsel büyüme modeli çerçevesinde araştırmıştır. Modelin bulgularına göre, savunma harcamalarının para basılarak ve diğer kamu harcamalarının vergilerle finanse edildiği durumda, savunma harcamalarındaki artış enflasyonu azaltacak ve ekonomik büyümeyi teşvik edecektir.

Aiyedogbon vd. (2012) 1980-2010 döneminde Nijerya üzerinde yaptıkları çalışmada savunma harcamalarındaki artış ile enflasyon oranındaki artışın etkileşim halinde olmadığı bulgusuna ulaşmışlardır. Bu nedenle enflasyon kaygısı güdülmeden savunma (askeri) sektörünün gelişimini devam ettirmesini önermektedirler. Hung-Pin vd. (2016), 1955-2010 döneminde Çin, Japonya, Güney Kore ve Tayvan'da savunma harcamalarının uzun dönemde enflasyon üzerindeki etkilerini eşbütünleşme ve nedensellik analizleriyle test etmiştir. Sonuçlara göre, savunma harcamalarındaki artış Çin ve Japonya'da düşük enflasyona neden olurken Tayvan'da yüksek enflasyona sebep olmaktadır. Xu vd. (2018), 1953-2014 döneminde Çin'de savunma harcamalarının enflasyonist etkisinin olup olmadığını wavelet yöntemiyle analiz etmişlerdir. Wavelet yöntemiyle zaman içinde analizler yürütülebilmektedir. Bu nedenle çalışma kapsamında savaş ve barış zamanlarında savunma harcamalarının enflasyonla ilişkisi analiz edilebilmiştir. Bulgulara göre, değişkenler arasında uzun dönemli ilişkiden ziyade kısa ve orta dönemli ilişki daha güçlü olmaktadır. Enflasyon üzerinde savunma harcamalarının etkisi bulunamamıştır. Bu durumda Çin'de savunma harcamalarının enflasyonist olduğu söylenemez. Ancak enflasyonun, özellikle barış dönemlerinde, savunma harcamalarının büyüme oranında düşüşe yol açtığı bulgusuna ulaşılmıştır. Çalışma bu yönüyle

[3]Payne ve Ross (1992) çalışmalarında işsizlik, enflasyon, faiz oranı ve milli geliri ekonomik performans göstergeleri olarak almışlardır.

savunma ve enflasyon oranı arasındaki ilişkiye farklı bir bakış açısı getirmektedir.

Türkiye'de savunma harcamaları ve enflasyon arasındaki ilişkiyi inceleyen literatür oldukça sınırlıdır. Özsoy (2008) çalışmasında, 1970-2004 döneminde savunma harcamalarının ekonomik etkilerini analiz etmek amacıyla Johansen eşbütünleşme testi, Granger nedensellik testi ve etki tepki analizinden yararlanmıştır. Özsoy (2008) uzun dönemde eşbütünleşme ilişkisi olmadığı sonucuna ulaşırken Granger nedensellik sonuçlarına göre savunma harcamaları ile enflasyon arasında nedensellik ilişkisi bulamamış. Günana (2004) 1950-2001 döneminde savunma harcamaları ile enflasyon arasındaki ilişkiyi Johansen eşbütünleşme testi ve Granger nedensellik testi ile analiz etmiştir. Çalışma kapsamında değişkenler arasında uzun ve kısa dönemli ilişki tespit edilmiştir. Granger nedensellik sonuçlarına göre, savunma harcamaları ile enflasyon arasında çift yönlü nedensellik ilişkisi bulunmaktadır. Özsoy ve İpek (2010) çalışmasında, 1980-2006 döneminde savunma harcamaları ile enflasyon arasındaki ilişkiyi Mısır, İsrail, Ürdün ve Türkiye için analiz etmiştir. Analiz için Granger nedensellik testinden faydalanılmıştır. Mısır ve İsrail'de savunma harcamalarından enflasyona tek yönlü nedensellik ilişkisi tespit edilirken diğer ülkelerde nedensellik ilişkisi tespit edilmemiştir. İpek (2014) Türkiye ve İsrail'de savunma harcamaları ile enflasyon ilişkisini incelemek için ARDL sınır testini ve Toda-Yamamoto nedensellik testini kullanmıştır. Türkiye'de değişkenler arasında uzun dönemli ilişki olmadığını, kısa dönemde savunma harcamalarından enflasyon oranına tek yönlü nedensellik ilişkisi olduğunu göstermiştir.

Literatürde savunma harcamaları ile enflasyon arasındaki ilişkinin ülkelere göre farklı sonuçlar gösterdiği görülmektedir. Türkiye özelinde yapılan çalışmalarda savunma harcamaları ve enflasyon oranı arasındaki ilişki konusunda ortak bir kanıya varılamamıştır. Çalışma kapsamında literatürde ortak kanıya varılamaması nedeniyle savunma harcamaları ve enflasyon oranı arasındaki ilişki Maki yapısal kırılmalı eşbütünleşme testi ve Toda-Yamamoto nendesellik testinden faydalanılarak analiz edilmiştir.

3. Veri Seti, Yöntem ve Ampirik Bulgular

Çalışma kapsamında, 1966-2016 dönemi verileri kullanılarak Türkiye'de savunma harcamaları ve enflasyon oranı arasındaki ilişki Maki (2012) yapısal kırılmalı eşbütünleşme testi ve Toda-Yamamoto (1995) nedensellik testi ile analiz edilmiştir. Bu amaçla ele alınan değişkenlerden ME: Savunma harcamaları/GSYH oranı verileri Stockholm Uluslararası Barış Araştırmaları Enstitüsünden (SIPRI) ve IN: Enflasyon oranı verileri Dünya Bankasından (WB) sağlanmıştır. Değişkenler oransal ifade edilmiş olup yıllık olarak ele alınmıştır.

3.1. Zivot-Andrews ve İki Kırılmalı LM Birim Kök Testleri

Çalışmada kullanılan yöntemlerde serilerin maksimum durağanlık mertebesinin belirlenmesi gerekmektedir. Bu amaçla serilere Zivot-Andrews

(1992) ve İki Kırılmalı LM (Lee ve Strazicich, 2003, 2004) birim kök testleri uygulanmıştır. Perron (1989) testinde kırılmanın dışsal olarak bilindiği varsayımını yapmaktadır. Yapısal kırılma dışsal olarak alındığında serilerin durağan olduğuna dair bir sonuçla karşılaşılabilir. Bu nedenle Zivot ve Andrews (1992), Perron (1989) testini eleştirerek kırılmanın içsel olarak belirlendiği ZA birim kök testini geliştirmişlerdir. Zivot ve Andrews (1992) birim kök testi aşağıdaki modellerle açıklanmaktadır:

$$y_t = \mu + \theta DU_t(\lambda) + \beta t + \alpha y_{t-1} + \sum_{j=1}^{k} c_j \Delta y_{t-j} + e_t \quad (1)$$

$$y_t = \mu + \gamma DT_t(\lambda) + \beta t + \alpha y_{t-1} + \sum_{j=1}^{k} c_j \Delta y_{t-j} + e_t \quad (2)$$

$$y_t = \mu + \theta DU_t(\lambda) + \beta t + \gamma DT_t(\lambda) + \alpha y_{t-1} + \sum_{j=1}^{k} c_j \Delta y_{t-j} + e_t \quad (3)$$

Denklem 1 sabitteki kırılmayı, Denklem 2 trenddeki kırılmayı, Denklem 3 hem sabit hem de trenddeki kırılmayı temsil etmektedir. T=1, 2, 3…T zamanı, $T\lambda=T_B$ dolayısıyla $\lambda=T_B/T$ kırılma noktasını, T_B modelde belirlenen kırılma zamanını belirtir. $DU_t(\lambda)$ eğer $t > T\lambda$ ise 1, diğer durumlarda sıfır değerini alan ve sabit terimde meydana gelen yapısal kırılmayı gösteren kukla değişkendir. $DT(\lambda)$ için; eğer $t > T\lambda$ ise $t- T\lambda$, değilse sıfır değerini alan ve trenddeki yapısal kırılmayı gösteren kukla değişkenlerdir.

ZA birim kök testinde α değerinin t istatistikleri ZA tablo kritik değeri ile karşılaştırılır. t istatistiği ZA tablo kritik değerinden mutlak değer olarak büyük ise birim kökün varlığını gösteren sıfır hipotezi reddedilir. Sıfır hipotezinin reddedilmesi serinin yapısal kırılma nedeniyle durağan olduğunu ifade etmektedir.

Tablo 2'de yer alan ZA birim kök testi sonuçlarına göre, IN ve ME serilerinin t istatistikleri mutlak değer içinde ZA tablo kritik değerinden küçük olduğu için birinci farkları alınmıştır. Model A ve Model C serilerin %1 anlamlılık düzeyinde yapısal kırılmalı durağan olduklarını göstermektedir.

Tablo 2: Zivot-Andrews Birim Kök Testi

Değişkenler	Model A		Model C	
	T	T_B	T	T_B
IN	-3,889	2000	-4,439	1997
ME	-4,148	1973	-4,120	1973
ΔIN	-8,952***	1978	-8,781***	1996
ΔME	-7,944***	1974	-8,393***	1974

Not: Tablo kritik değerleri Model A için %1; -5,34, %5; -4,80, %10; -4,58, Model C için %1; -5,57, %5; 5,08, %10; -4,82'dir. ***, serilerin %1 anlamlılık düzeyinde durağan olduklarını göstermektedir.

ZA birim kök testi birim kökün varlığını gösteren sıfır hipotezi altında kırılmanın gerçekleşme ihtimalini modele dahil etmemektedir. Bu nedenle kırılmanın varlığı ile durağan olan seriler durağan değilmiş gibi ifade edilecektir. Lee ve Strazicich (2003, 2004) ZA testinde kullanılan sıfır hipotezinin alternatifinin yapısal kırılmalı durağan olmaması gerektiğini

ortaya koymuştur. Lee ve Strazicich (2003, 2004) bu sorunu ortadan kaldırabilmek için ADF tipi test stratejisi yerine LM tipi test stratejisine dayanan iki kırılmalı LM birim kök testini geliştirmişlerdir. LM birim kök testi aşağıdaki modelle açıklanmaktadır (Lee ve Strazicich; 2003, 2004):

$$y_t = \delta Z_t + e_t \qquad e_t = \beta e_{t-1} + \varepsilon_t \tag{4}$$

İki kırılmaya düzeyde izin veren Model AA'da $Z_t = [1, t, D_t, DT_t]'$ biçimini alır. D_{jt} için $t \geq T_{BJ} + 1$ iken 1, diğer durumda 0 değerini alan gölge değişkeni göstermektedir. Sabitte ve trendde iki kırılmaya izin veren Model CC'de $Z_t = [1, t, D_{1t}, D_{2t}, DT_{1t}, DT_{2t}]'$ biçimini alır. DT_{jt} için $t \geq T_{BJ} + 1$ iken 1, diğer durumda 0 değerini alan gölge değişkenini göstermektedir. LM birim kök istatistiği aşağıdaki regresyondan elde edilir:

$$\Delta y_t = \delta \Delta Z_t + \emptyset S_{t-1} + \varepsilon_t \tag{5}$$

$S_{t-1} = y_t - \psi_x - Z_t\delta$, t = 2, … , T şeklindedir. ψ_x, $y_t - Z_t\delta$'dan elde edilmektedir. δ ise Δy_t'nin ΔZ_t'ye regresyonundan elde edilen katsayıları ifade etmektedir. LM test istatistiğinde kırılma zamanlarını belirlemek için τ test istatistiğinin en düşük olduğu nokta seçilir.

Tablo 3 iki kırılmalı LM birim kök testi sonuçlarını göstermektedir. Model AA sabitte, Model CC ise sabitte ve trenddeki kırılmayı göstermektedir. Model AA ve Model CC'ye göre serilerin birinci farklarında %1 anlamlılık düzeyinde yapısal kırılmalı durağan oldukları tespit edilmiştir.

Tablo 3: İki Kırılmalı LM Birim Kök Testi

Değişkenler	Model AA			Model CC		
	T	T_{B1}	T_{B2}	T	T_{B1}	T_{B2}
IN	-2,755	1998	2002	-5,099	1995	2003
ME	-3,205	2002	2004	-4,739	1973	2004
ΔIN	-8,922***	1998	2004	-11,484***	1969	1972
ΔME	-8,284***	1976	2002	-7,910***	1974	1980

Not: Tablo kritik değerleri Model AA için %1; -4,55, %5; -3,84, %10; -3,50; Model CC'de ise λ_1=0,6, λ_2=0,8 için %1; -6,32, %5; -5,73, %10; -5,32, λ_1= 0,2, λ_2=0,8 için %1; -6,33, %5; -5,71, %10; -5,33 ve λ1=0,2, λ_2=0,4 için %1; -6,16, %5; -5,59, %10; -5,27'dir. *** serilerin %1 anlamlılık düzeyinde durağan olduklarını göstermektedir. Test sonuçlarının tamamında geçime 0 olarak tespit edilmiştir.

ZA ve LM yapısal kırılmalı birim kök testlerinde serilerin birinci farklarında durağan oldukları belirlenmiştir. Çalışma kapsamında birinci farklarında durağan olan seriler arasındaki uzun dönemli ilişki Maki yapısal kırılmalı eşbütünleşme testi ile analiz edilmektedir.

3.2. Maki Çoklu Yapısal Kırılmalı Eşbütünleşme Testi

Uygulanan zaman serileri analizlerinde yapısal kırılma olduğunda geleneksel eşbütünleşme testlerinde hatalı sonuçlar ortaya çıkabilmektedir. İlk olarak Gregory ve Hansen (1996) tek yapısal kırılmaya izin veren eşbütünleşme testini geliştirmiştir. Daha sonra Hatemi-J (2008) iki yapısal kırılmaya izin veren eşbütünleşme testini geliştirmiştir. Bu metotlar bir veya

iki yapısal kırılma olduğunu varsaymaktadır. Serilerde ikiden fazla yapısal kırılma olması durumunda yapısal kırılma sayısının en fazla beş olmasını sağlayan eşbütünleşme testi Maki (2012) tarafından geliştirilmiştir. Serilerde daha fazla yapısal kırılmaya izin vermesi Maki eşbütünleşme testinin üstün tarafını nitelendirmektedir. Maki eşbütünleşme testini şu dört modeli kullanarak literatüre kazandırmıştır (Maki, 2012:1-2):

$$y_t = \mu + \sum_{i=1}^{k} \mu_i D_{i,t} + \beta' x_t + u_t \quad \text{(Model 0)} \quad (6)$$

$$y_t = \mu + \sum_{i=1}^{k} \mu_i D_{i,t} + \beta' x_t + \sum_{i=1}^{k} \beta_i' x_t D_{i,t} + u_t \quad \text{(Model 1)} \quad (7)$$

$$y_t = \mu + \sum_{i=1}^{k} \mu_i D_{i,t} + \gamma t + \beta' x_t + \sum_{i=1}^{k} \beta_i' x_t D_{i,t} + u_t \quad \text{(Model 2)} \quad (8)$$

$$y_t = \mu + \sum_{i=1}^{k} \mu_i D_{i,t} + \gamma t + \sum_{i=1}^{k} \gamma_i t D_{i,t} + \beta' x_t + \sum_{i=1}^{k} \beta_i' x_t D_{i,t} + u_t \quad \text{(Model 3)} \quad (9)$$

Denklem 5, sabit terimde kırılmaya izin veren trendsiz modeli; Denklem 6, sabit terim ve eğimde kırılmaya izin veren trendsiz modeli; Denklem 7, sabit terimde ve eğimde kırılmaya izin veren trendli modeli; Denklem 8, sabit terimde, eğimde ve trendde kırılmaya izin veren modeli göstermektedir. Denklemlerde maksimum kırılma sayısı k ile gösterilmektedir. Modeller k=1 olması durumunda Gregory ve Hansen (1996), k=2 olması durumunda Hatemi-J. (2008) modelleriyle benzerlik göstermektedir. Denklemlerde H_0 hipotezi yapısal kırılma altında eşbütünleşme ilişkisi olmadığını, H_1 hipotezi ise yapısal kırılma altında eşbütünleşme ilişkisi olduğunu belirtmektedir (Maki, 2012:2).

Tablo 4: Maki Yapısal Kırılmalı Eşbütünleşme Test Sonuçları

IN=f(ME)	Test İstatistiği	Kritik Değerler %1	Kritik Değerler %5	Kritik Değerler %10	Kırılma Tarihi
Model 0	-5,564**	-5,959	-5,426	-5,131	1976, 1986, 1995,1998
Model 1	-5,964**	-6,193	-5,699	-5,449	1976, 1984, 1990, 2009
Model 2	-7,174***	-6,915	-6,357	-6,057	1976, 1980, 1992, 1998
Model 3	-7,797**	-8,004	-7,414	-7,110	1976, 1980, 1993, 1998

Not: 5 kırılmalı model çözümlerine yer verilmiştir. *** ve ** sırasıyla %1 ve %5 anlamlılık düzeyini ifade etmektedir. Kritik değerler Maki'den (2012) elde edilmiştir.

Tablo 4'de çoklu yapısal kırılmalı eşbütünleşme testi sonuçları görülmektedir. Sonuçlara göre bütün modellerde H_0 hipotezi reddedilmektedir. Dolayısıyla uzun dönemde savunma harcamaları ve enflasyon arasındaki ilişkinin varlığı kabul edilmektedir.

Seriler arasında eşbütünleşme ilişkisi belirlendiğinde, uzun dönem eşbütünleşme katsayıları tahmin edilebilmektedir. Çalışmada serilerin eş bütünleşme katsayıları Phillips ve Hansen (1990) tarafından geliştirilen

FMOLS[4] ve Stock ve Watson (1993) tarafından önerilen DOLS uzun dönem katsayı tahmincisi kullanılarak analiz edilmiştir. Her iki tahmincinin kullanılabilmesi içinde seriler arasında eşbütünleşme ilişkisinin olması gerekmektedir.

Tablo 5: FMOLS ve DOLS Tahmin Sonuçları

IN=f(ME)	FMOLS	DOLS
C	-56,663** [-2,237]	-54,496* [-1,750]
ME	27,563*** [3,708]	26,687*** [2,936]
DU1976	-73,351* [-1,883]	-30,188 [-0,565]
DU1986	-10,269 [-0,277]	-6,269 [-0,161]
DU1995	32,724 [0,877]	37,718 [0,953]
DU1998	46,586 [1,257]	38,930 [0,924]
JB	1,418 (0,491)	1.499 (0,472)

Not: [ ]: t istatistiği, ( ): olasılık değeridir. ***, ** ve * sırasıyla %1, %5 ve %10 anlamlılık düzeyini ifade etmektedir. Model 0, analiz sonuçlarında tespit edilen kırılma tarihleri kukla değişken olarak kullanılmıştır.

Tablo 5'de yer alan FMOLS ve DOLS sonuçlarına göre, savunma harcamaları enflasyon oranı üzerinde uzun dönemde pozitif ve istatistiksel olarak anlamlı etkiye sahip olmaktadır.

Maki yapısal kırılmalı eşbütünleşme testi için kurulan hata düzeltme modeli Tablo 6'da gösterilmektedir. Kısa dönem analizinde uzun dönem analizinden elde edilen hata düzeltme teriminin gecikmeli değeri ile farkı alınmış serilerin gecikmeli değerleri kullanılmaktadır. Oluşturulan hata düzeltme modeli şu şekilde ifade edilmektedir:

$$\Delta IN_t = \alpha_0 + ECT_{t-1} + \alpha_1 \Delta ME_t + u_t \quad (10)$$

Model FMOLS yöntemiyle tahmin edilmiştir.

Tablo 6: Kısa Dönem Hata Düzeltme Modeli Sonuçları

	Sabit Terim	ECT_{t-1}	ΔME
ΔIN	0,022	-0,141** [-2,19]	3,411 [0.847]

Not: [ ] içindeki değerler t istatistikleridir. **, %5 anlamlılık düzeyini ifade etmektedir.

Tablo 6'da hata düzeltme katsayısını gösteren ECT_{t-1} %5 düzeyinde anlamlıdır. Uzun dönemde eşbütünleşik olan serilerde kısa dönemde meydana gelen sapmalar ortadan kalkmaktadır. Dolayısıyla modelin hata düzeltme mekanizması çalışmaktadır. Ancak seriler istatistiki olarak anlamlı sonuç vermediği için kısa dönemli ilişkinin yönünü tespit etmede Toda-Yamamoto nedensellik testinden yararlanılmıştır.

[4]FMOLS yöntemi, eşbütünleşme regresyonunun en uygun çözümünü sunmaktadır. Bu yöntem eşbütünleşmenin varlığından çıkan içsel bağımsız değişkenler ve otokorelasyon etkilerini dikkate alarak OLS'nin geliştirilmesiyle elde edilmektedir (Phillips, 1995).

3.3. Toda-Yamamoto Nedensellik Testi

Çalışma kapsamında Toda-Yamamoto nedensellik analizinden faydalanılmıştır. Toda ve Yamamoto (1995) çalışmasında, standart Granger nedensellik testi uygulamasında değişkenlerin farkı alınarak modele dahil edilmesinin neden olduğu bilgi kaybını eleştirmektedir. Bu durumu önlemek amacıyla değişkenlerin seviye değerlerinde modelde yer almasına imkân veren VAR (k+d_max) modeline dayanan nedensellik testini geliştirmiştir. Değişkenlerin seviye değerlerine optimal gecikme uzunluğunun (k) yanısıra maksimum durağanlık mertebesinin (d_max) eklenmesiyle oluşan VAR modelinde χ^2 dağılımına sahip ve hata terimlerinin normal dağılıma sahip olduğunu ileri süren modifiye edilmiş WALD testi (MWALD) kullanılmaktadır.

Tablo 7: Toda-Yamamoto Nedensellik Test Sonuçları

Model	**Gecikme Uzunluğu**	**Wald Test**	**Katsayılar Toplamı**
IN=f(ME)	$k = 2$ $d_{max} = 1$	9,266 (0,009)	8,202 (0,024)
ME=f(IN)	$k = 2$ $d_{max} = 1$	2,754 (0,252)	0,003 (0,127)
Diagnostik Testler	**AR Kökler max; min**	**LM İstatistiği**	**White x^2**
IN= f(ME)	0,962; 0,295	2,312 (0,678)	19,858 (0,704)

Not: ( ) olasılık değerleridir.

Tablo 7'deki bulgulara göre savunma harcamalarından enflasyon oranına pozitif tek yönlü nedensellik ilişkisi bulunmaktadır. Kısa dönemde savunma harcamalarındaki artış enflasyon oranını artırmaktadır. Tahmin edilen TY-VAR modelinin diagnostik sorunları ise bulunmamaktadır.

Sonuç

Savunma harcamalarının makroekonomik değişkenlerle etkileşimi pek çok araştırmanın konusu olmuştur. Türkiye özelinde savunma harcamalarının GSYH içindeki payı 1970'li yıllardan beri dünyada yapılan savunma harcamaları/GSYH oranından yüksek seyretmiştir. Bu oran NATO üyesi ülkelere indirgendiğinde de ortalamanın üzerinde çıkmaktadır. Bu nedenle Türkiye gibi yüksek savunma harcamaları yapan ülkelerde bu harcamaların ekonomik etkileri büyük önem arz eden bir konudur.

Türkiye açısından savunma harcamalarının yüksek oranda seyrettiği yıllarda enflasyon oranının da yüksek düzeylerde olduğu görülmektedir. Bu nedenle gerek iç tehdit unsurları gerekse dış tehdit unsurlarından dolayı yüksek savunma harcamaları yapan Türkiye'de, savunma harcamalarının enflasyonla etkileşimi araştırma konusu olmuştur. Bu çalışmada literatürden farklı olarak savunma harcamaları ve enflasyon arasındaki ilişki ve yönü

serilerdeki yapısal kırılmaları da dikkate alan birim kök testleri ve eşbütünleşme analiz yöntemleri ile araştırılmıştır. Bu amaçla 1966-2016 yıllık verileri kullanılarak Türkiye'de savunma harcamaları ve enflasyon arasındaki uzun dönemli ilişki Maki yapısal kırılmalı eşbütünleşme testi ve nedensellik ilişkisi Toda-Yamamoto nedensellik testlerinden yararlanılarak araştırılmıştır.

Maki eşbütünleşme testi sonuçlarına göre, Türkiye'de, savunma harcamaları ve enflasyon arasında eşbütünleşme ilişkisi bulunmaktadır. Yapısal kırılmaların dikkate alındığı çalışmada 1974 Kıbrıs Barış Harekatının ve OPEC ülkelerinin petrol fiyatlarını artırmasının, 1980 İkinci Petrol Krizinin ve 24 Ocak istikrar tedbirlerinin alınmasının, 1995 yılında 5 Nisan 1994 Kararlarının uygulanamamasının ve 1998 krizinin Türkiye'de enflasyon ve savunma harcamaları üzerinde etkili olduğu tespit edilmiştir. Seriler arasında uzun dönem ilişki belirlendikten sonra eşbütünleşme katsayıları FMOLS ve DOLS yöntemleriyle tahmin edilmiş ve savunma harcamalarındaki artışın enflasyon üzerinde yukarı yönlü baskı oluşturduğu sonucuna ulaşılmıştır.

Toda-Yamamoto nedensellik testi sonuçları ise Türkiye'de kısa dönemde savunma harcamalarından enflasyona tek yönlü nedensellik ilişkisi olduğunu göstermektedir. Yani, kısa dönemde savunma harcamalarından enflasyona doğru nedensellik ilişkisi olmakla birlikte bu etkileşimin pozitif yönlü olduğu bulgularına ulaşılmıştır.

Sonuçlar Türkiye'de hem makro hem de mikro düzeyde savunma harcamaları ile enflasyon arasında ilişki olduğunu göstermektedir. Bulgular, literatürden farklı olarak yapısal kırılmalar altında uzun ve kısa dönemde savunma harcamalarındaki artışın enflasyon oranını artırdığını göstermektedir.

Kaynakça

Aiyedogbon, J.O., Ohwofasa, B.O. ve Ibeh, S.E. (2012), "Does Military Expenditure Spur Inflation? Autoregressive Distributed Lag (ARDL) & Causality Analysis for Nigeria", *European Journal of Business and Management*, 4(20), 147-151.

Baek, E.G. (1991), "Defence Spending and Economic Performance in the United States: Some Structural Var Evidence", Defence Economics, 2(1), 251-264.

Benoit, E. (1978), "Growth and Defense in Developing Countries", *Economic Development and Cultural Change*, 26(2), 271-280.

Collier, P. ve Hoeffler, A. (2002), "Military Expenditure: Threats, Aid, and Arms Races", *The World Bank Policy Research Working Paper 2927*.

Cuaresma J. C. ve Reıtschuler, G. (2003), "A Non-Linear Defence-Growth Nexus? Evidence From The Us Economy", *Defence and Peace Economics*, 15(1): 71–82

Deger, S. ve Sen, S. (1995), "Military Expenditure and Developing Countries", *Handbook of Defense Economics*, 1, 275-307.

Fallows, J. (1981), "Defense, Taxes and the Budget", Atlantic (Ağustos), 7-8.

Giray, F. (2004), "Savunma Harcamaları ve Ekonomik Büyüme", *CÜ İktisadi ve İdari Bilimler Dergisi*, 5(1), 181-199.

Günana, T. (2004), The Relationship between Defense Spending and Inflation: An Emprical Analysis for Turkey, Yayınlanmamış Yüksek Lisans Tezi, The Department of Management Bilkent University.

Gregory, A.W. ve Hansen, B.E. (1996), ''Residual-Based Tests for Cointegration in Models with Regime Shifts'', *Journal of Econometrics*, 70(1), 99-126.

Hatemi-J, A. (2008), ''Tests for Cointegration with Two Unknown Regime Shifts with an Application to Financial Market Integration'', *Empirical Economics*, 35(3), 497-505.

Hung-Pin, L., Wang, T. ve 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.

İpek, E. (2014), "Savunma Harcamalarının Seçilmiş Makroekonomik Değişkenler Üzerine Etkisi: ARDL Sınır Testi Yaklaşımı", *Anadolu Üniversitesi Sosyal Bilimler Dergisi*, 14(3), 113-125.

Kinsella, D. (1990), "Defence Spending and Economic Performance in The United States: A Causal Analysis", *Defence Economics*, 1(4), 295-309.

Krugman, P. (1985), "Is Fiscal Policy Poised For A Comeback?", *Oxford Review of Economic Policy*, 21(4), 515-513.

Lee, J. ve Strazicich, M.C. (2003), "Minimum Lagrange Multiplier Unit Root Test with Two Structural Breaks'', *Review of Economics and Statistics*, 85(4), 1082-1089.

Lee, J. ve Strazicich, M.C. (2004), "Minimum LM Unit Root Test with One Structural Break", Department of Economics, Appalachian State University, Boone, North Carolina, Working Paper 04(17), 1-15, http://econ.appstate.edu/RePEc/pdf/wp0417.pdf (Erişim Tarihi: 26.07.2017).

Lin, H. (2012), "Does Defense Spending Suprise Long-Run Inflation, Economic Growth and Walfare", *Economics Bulletin*, 32(1), 1020-1031.

Looney, R.E. (1989), "Impact of Arms Production on Income Distribution and Growth in the Third World", *Economic Development and Cultural Change*, 38(1), 145-153.

Maki, D. (2012), "Tests for Cointegration Allowing for an Unknown Number of Breaks", *Economic Modelling*, 29(5), 2011-2015.

Nourzad, F. (1987), "A Reexamination of the Effect of Rapid Military Spending on Inflation", *Quarterly Journal of Business and Economics*, 26(3), 57-66.

Özsoy, O. (2008), "Defence Spending and the Macroeconomy: The Case of Turkey", Defence and Peace Economics, 19(3), 195-208.

Özsoy, O. ve İpek, E. (2010), "The Relationship between Defense Spending and Macroeconomic Variables", *International Journal of Economics and Finance Studies*, 2(1), 103-111.

Payne, J.E. ve 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(6), 1361-1401.

Phillips, P.C. ve Hansen, B.E. (1990), "Statistical Inference in Instrumental Variables Regression with I (1) Processes", *The Review of Economic Studies*, 57(1), 99-125.

Phillips, P.C. (1995), "Fully Modified Least Squares and Vector Autoregression'', *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 63(5), 1023-1078.

Sahu, A.P., Payne, J.E. ve Kleiman, R.T. (1994), "Defense, Nondefense Expenditures, and Inflation: An Empirical Analysis", *Quarterly Journal of Business and Economics*, 34(1), 14-24.

Schultze, C.L. (1981), "Economic Effects of the Defence Budget", *The Brookings Bulletin*, 18(2), 1-5.

Starr, H., Hoole, F.W., Hart, J.A. ve Freeman, J.R. (1984), "The Relationship between Defense Spending and Inflation", *The Journal of Conflict Resolution*, 28(1), 103-122.

Stekler, H. O. (1979), "The Realitionship between Inflation and Defense Expenditures", IDA Paper-1457, 1-29.

Stock, J.H. ve Watson, M.W. (1993), "A Simple Estimator of Cointegrating Vectors in Higher Order Integrated Systems'', *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 61(4), 783-820.

Toda, H.Y. ve Yamamoto, T. (1995), "Statistical Inference in Vector Autoregressions with Possibly Integrated Processes", *Journal of Econometrics*, 66, 225-250.

Tzeng, S., Lai, C. ve Huang, C. (2008), "Does Military Expenditure Matter for Inflation and Economic Growth?", *Defence and Peace Economics*, 19(6), 471-478.

Vitaliano, D.F. (1984), "Defense Spending and Inflation: An Empirical Analysis", *Quarterly Review of Economics and Business*, 24(2), 22-32.

Xu, Y., Su, C.W. ve Tao, R. (2018), "Is Defense Spending Inflationary? Time–frequency Evidence from China", *Defence and Peace Economics*, 29(1), 1-15.

Zivot, E. ve Andrews, D.W.K. (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.