

Türkiye’de Savunma Harcamaları ile Enflasyon Arasındaki İlişki

The Relationship between Defense Expenditures and Inflation in Türkiye

Adil Akıncı^a

Öz

Tam kamusal mal ve hizmet özelliklerine sahip olan savunma harcamaları kamu harcamaları içerisinde önemli bir paya sahiptir. Savunma harcamalarının önemli bir paya sahip olmasının en önemli nedeni ise zorunlu harcamalar statüsünde olmasıdır. Savunma harcamaları ile birlikte ülkenin güvenlik, asayiş ve huzuru sağlanmakta, bu ülkenin istikrarı ve gelecek beklentilerinin pozitif anlamda iyileşmesine neden olmaktadır. Savunma harcamaları, cari ve yatırım harcamalarından meydana gelmektedir. Dolayısıyla savunma harcamalarında meydana gelen artış ya da azalışlar toplam talep üzerinde etkilere neden olmaktadır. Toplam talebin artması enflasyona sebep olurken, enflasyon nedeniyle de kamu harcamalarında görünüşte artışlar meydana gelmektedir. Bu çalışmada Türkiye’de 1980-2023 yılları arasında savunma harcamaları ile enflasyon arasındaki ilişki Maki (2012) çoklu yapısal kırılmalı eşbütünleşme analizi ve Hatemi-J (2012) asimetrik nedensellik testleri ile incelenmiştir. Elde edilen bulgular neticesinde değişkenler arasında belirli modellerde eşbütünleşme ilişkisi tespit edilirken, savunma harcamaları değişkenindeki negatif şokların enflasyon değişkenindeki negatif şokların nedeni olduğu tespit edilmiştir.

Anahtar Kelimeler: Savunma Harcamaları, Enflasyon, Kamu Harcamaları, Zaman Serisi Analizi

JEL Sınıflandırması: A10, H10, H50

Abstract

Defense expenditures, which have the characteristics of full public goods and services, have an important share in public expenditures. The most important reason why defense expenditures have an important share is that they are considered as mandatory expenditures. With defense expenditures, the security, public order and peace of the country are ensured and this leads to a positive improvement in the stability and future prospects of the country. Defense expenditures consist of current and investment expenditures. Therefore, increases or decreases in defense expenditures have an impact on aggregate demand. While an increase in aggregate demand leads to inflation, inflation leads to an apparent increase in public expenditures. In this study, the relationship between defense expenditures and inflation in Turkey between 1980 and 2023 is analyzed by Maki (2012) cointegration analysis with multiple structural breaks and Hatemi-J (2012) asymmetric causality tests. As a result of the findings, cointegration relationship was found between the variables in certain models, while negative shocks in the defense expenditure variable were found to be the cause of negative shocks in the inflation variable.

Keywords: Defense Expenditure, Inflation, Public Expenditure, Time Series Analysis

JEL Classification: A10, H10, H50

^a Doç. Dr., Bilecik Şeyh Edebali Üniversitesi, İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi, Maliye Bölümü, e-mail: adilakinci@gmail.com, ORCID ID: 0000-0002-2181-6952

Geliş Tarihi: 25.10.2024;

Kabul Tarihi: 01.11.2024;

Çevrimiçi Yayınlanma: 01.11.2024.

Received: 25.10.2024;

Accepted: 01.11.2024;

Available Online: 01.11.2024.

1. Giriş

Savunma hizmetleri toplumların en temel ihtiyaç duyduğu hizmetlerin başında gelmektedir. İhtiyaç duyulan bu temel hizmet ise devletin ifa etmesi gereken temel görevleri arasında tanımlanmıştır. Devlet tam kamusal mal ve hizmet niteliğinde olan savunma hizmetini karşılayabilmek için kamu bütçesinden önemli bir payı bu hizmete ayırmak zorunda kalmaktadır. Savunma hizmetleri için yapılan harcamaların büyük çoğunluğu kamu cari harcaması olması nedeniyle ekonomi üzerinde birtakım etkiler meydana getirmektedir. Bu etkilerin en başında ise yapılan savunma harcamaları talep üzerinde pozitif bir baskı oluşturması nedeniyle fiyatlar genel seviyesinin yükselmesine sebep olmaktadır. Fiyatlar genel seviyesinin artmasına bağlı olarak kamu harcamalarında görünüşte bir artış meydana gelmekte olup, savunma harcamalarının artışı ile enflasyonun artışı arasında karşılıklı bir bağımlılık durumu olduğu gözlemlenmektedir. Bununla beraber savunma harcamalarının artmasına bağlı olarak yatırım, altyapı, eğitim, sağlık gibi alanlara daha az kaynak aktarılmasına neden olmakta ve uzun dönemde ülkelerin üretim gücü düşmektedir. Üretimin düşmesi ise sürekli artan toplum ihtiyaçları karşısında arz şoklarına neden olmakta, bu durum ise enflasyonun artması ile toplumlara ekonomik maliyet yüklemektedir.

Bu çalışmada savunma harcamaları ile enflasyon arasındaki ilişki Türkiye’de 1980-2023 yılları arasında Maki (2012) çoklu yapısal kırılmalı eşbütünleşme analizi ve Hatemi-J (2012) asimetrik nedensellik testleri ile incelenmiştir.

2. Savunma Harcamaları ile Enflasyon Arasındaki İlişki

Tam kamusal mal ve hizmet olan savunma hizmeti ile ilgili iktisadi yaklaşımlar farklı görüşler ortaya koymuştur. Klasik iktisatçılar, savunma hizmetlerini ulusal bağımsızlığın sağlanmasının gerekliliği olarak temel düzeyde tutulmasını savunurken, bununla beraber savunma hizmetlerine yapılan harcamaları sermaye birikimi, yatırım ve büyüme gibi değişkenleri olumsuz etkileyen bir unsur olduğunu savunmuşlardır. Neo-Klasik iktisatçılar ise savunma harcamalarının etkilerini fırsat maliyeti çerçevesinde değerlendirmişlerdir. Keynesyen iktisatçılar ise savunma harcamalarını çarpan etkisi yaratan kamu harcamalarının bir dalı olarak değerlendirmişlerdir (Soyyigit Kaya, 2013: 20).

Bir kamu harcaması türü olan savunma harcamaları çarpan etkisi ile beraber ekonomi üzerinde birtakım etkiler meydana getirmektedir. Savunma harcamalarının artması ile birlikte tüketim oranının yükselmesine, savunma hizmetlerindeki personel sayısının yükselmesi sonucu istihdam oranının artmasına, savunma sanayinin gelişimi için yapılan araştırma ve geliştirme harcamalarının artması da yüksek teknolojinin gelişmesine neden olmaktadır. Savunma harcamalarının artması ekonomik büyümeyi arttırırken diğer yandan da toplam talebin artmasına bağlı olarak enflasyonu da arttırabilmektedir (Asiloğulları, 2020: 135).

Savunma harcamalarının enflasyonu arttırdığı görüşü literatürde genel kabul görse de tam tersi durumun enflasyonun savunma harcamalarını arttırdığı görüşünü destekleyen çalışmalar da literatürde bulunmaktadır. Capra (1981) çalışmasında enflasyonun savunma harcamalarını arttırdığını tespit etmiştir. Çalışmada, enflasyon oranındaki artışın maliyetleri yükselteceği, bu durumda da savunma bütçesi satın alma gücünün düşeceği vurgulanmaktadır. Savunma harcamaları zorunlu harcama olduğu için enflasyon oranının artmasından önceki dönemde yapılacak reel harcama seviyesinin korunması amacıyla enflasyonu telafi edecek bir savunma harcaması artışı olacaktır. Dolayısıyla savunma harcamaları ile enflasyon arasında iki yönlü bir ilişki söz konusudur (Asiloğulları, 2020: 139).

3. İlgili Literatür

Savunma harcamaları ile enflasyon arasındaki ilişkiyi inceleyen çok sayıda çalışma bulunmaktadır.

İpek (2014) çalışmasında 1980-2012 yılları arasında Türkiye ve İsrail’de savunma harcamaları ile seçilmiş bazı makro ekonomik büyüklükler arasındaki ilişkileri ARDL sınır testi ile incelemiştir. Elde edilen bulgulara göre, Türkiye’de kısa dönemde savunma harcamalarından enflasyona doğru tek yönlü nedensellik ilişkisi tespit edilmiştir. İsrail için kurulan modelde ise savunma harcamalarının GSMH içerisindeki payının %1 artması durumunda enflasyon oranında % 0.30 artış olacağı tespit edilmiştir.

Aiyedogbon ve Ohwofasa (2014) çalışmalarında 1980-2012 döneminde Nijerya’da enflasyon ve savunma harcamaları arasındaki ilişkiyi eşbütünleşme ve nedensellik analizi testleri ile incelemiştir. Analiz sonuçlarına göre Nijerya ekonomisinde savunma harcamaları ile enflasyon arasında uzun dönemli bir olduğu, savunma harcamalarının enflasyon üzerinde pozitif bir etkisi olduğu tespit edilmiştir.

Lin vd. (2016) çalışmalarında Tayvan, Çin, Japonya ve Güney Kore’de 1955-2010 yıllarında savunma harcamaları ile enflasyon arasındaki ilişkiyi incelediği çalışmanın analiz sonuçlarına göre, savunma harcamaları oranındaki artışın Çin ve Japonya’da daha düşük uzun dönem enflasyon oranına neden olurken, Tayvan’da daha yüksek enflasyon oranına yol açtığı tespit edilmiştir.

Karakurt vd. (2018) çalışmalarında Türkiye’de 1966-2016 döneminde savunma harcamaları ile enflasyon arasındaki ilişkiyi Maki (2012) yapısal kırılmalı eşbütünleşme testi ve Toda-Yamamoto nedensellik testleri ile incelemiş olup, kısa ve uzun dönemde savunma harcamalarından enflasyona doğru tek yönlü nedensellik tespit etmişlerdir.

Şit (2018) çalışmasında 1980-2016 döneminde Türkiye’de savunma harcamaları ile enflasyon, ekonomik büyüme, cari işlemler dengesi ve istihdam gibi değişkenler arasındaki ilişkiyi Granger ve Toda-Yamamoto nedensellik analizleri ile incelemiş, savunma harcamalarının enflasyon üzerinde etkili olduğu sonucunu tespit etmiştir.

Xu vd. (2018) çalışmalarında Çin’de savunma harcamaları ile enflasyon arasındaki ilişkiyi 1953-2014 yılları arasında incelemiştir. Analiz sonuçlarına göre, savunma harcamalarının uzun dönemli etkisinin kısa dönemde ortaya çıkan etkiden daha zayıf olduğu, yani savunma harcamalarının uzun dönemde enflasyona neden olmadığını tespit etmişlerdir.

Onuoha ve Okorie (2020) çalışmalarında 11 Afrika ülkesi için 1990-2019 döneminde savunma harcamalarının enflasyon üzerindeki etkisini incelemiş olup, analiz sonuçlarına göre savunma harcamaları ile enflasyon arasında uzun dönem ilişki tespit edilmiştir. Savunma harcamalarındaki %1’lik artışın enflasyon üzerinde %0.27’lik artışa neden olacağı analiz sonuçlarından tespit edilmiştir.

Asiloğulları (2020) çalışmasında Türkiye’de 1960-2017 yılları arasında savunma harcamalarının enflasyon üzerindeki etkisini ARDL sınır testi ile incelemiştir. Analiz sonuçlarına göre, değişkenler arasında uzun dönem ilişkisi olup, savunma harcamalarında %1’lik artış olduğunda enflasyonu %1,29 artırıcı etkisi olduğu, ancak bu durumun istatistiki olarak anlamlı olmadığı tespit edilmiştir.

İşler (2022) çalışmasında Türkiye’de 1991-2019 yılları arasında askeri harcamalar ile dış borç, enflasyon ve işsizlik değişkenleri arasındaki ilişkiyi regresyon ve nedensellik testleri ile incelemiştir. Regresyon analizi sonucunda enflasyonun askeri harcamalar üzerinde negatif yönlü bir etkisi olduğu ancak bu durumun istatistiki olarak anlamlı olmadığı tespit edilmiştir.

Aydın (2023) çalışmasında Türkiye’de 1980-2021 yılları arasında askeri harcamalar, enflasyon oranları ve kişi başı gayri safi yurtiçi hasıla arasındaki ilişkiyi ARDL sınır testi ile incelemiştir. Elde edilen bulgulara göre çalışmada, enflasyonun askeri harcamalar üzerindeki etkisinin pozitif olduğu, yani enflasyondaki artışa bağlı olarak askeri harcamalarında arttığı tespit edilmiştir.

Çinar Şahin ve Aytun (2024) çalışmalarında Türkiye ekonomisinde 1970-2022 döneminde enflasyonun ve ekonomik büyümenin savunma harcamaları üzerindeki etkisini incelemişlerdir. ARDL sınır testinin kullanıldığı çalışmada değişkenler arasında eşbütünleşme ilişkisi tespit edilmiştir. Enflasyon ve ekonomik büyümedeki artışların savunma harcamalarını arttırdığı tespit edilmiştir.

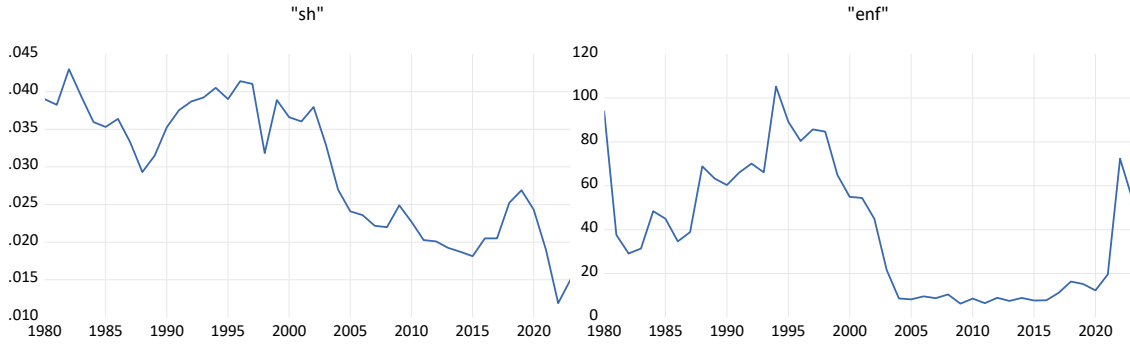
4. Ekonometrik Analiz

Çalışmanın analiz kısmında ekonometrik zaman serisi analizi yöntemleriyle savunma harcamaları (sh) ile enflasyon (enf) arasındaki ilişki incelenecektir.

4.1. Veri

Türkiye’de 1980-2023 yıllarına ait savunma harcamaları (sh) değişkenine ait istatistikler “Stockholm International Peace Research Institute (SIPRI)” veri tabanından, enflasyon (enf) değişkenine ait istatistikler ise Dünya Bankası veri tabanından elde edilmiştir. “sh” değişkeninin gayri safi yurtiçi hasıla oranı kullanılırken, “enf” değişkeninde ise tüketici fiyatlarındaki yıllık değişim oranı kullanılmıştır. Değişkenlere ait serilerin grafiği Şekil 1’de sunulmuştur.

Şekil 1: Değişkenlere Ait Serilerin İstatistikleri



4.2. Birim Kök Analizi

“sh” ve “enf” değişkenlerinin ekonometrik olarak analizi için ilk serilerin durağanlığının tespit edilmesi gerekmektedir. Bu kapsamda serilerin birim köklü olup olmadığını tespit edebilmek amacıyla Augmented Dickey Fuller (ADF) ve Phillips-Perron (PP) birim kök testlerinden yararlanılmıştır. ADF ve PP birim kök test sonuçları Tablo 1’de sunulmuştur.

Tablo 1: ADF-PP Birim Kök Test Sonuçları

Değişken		ADF		PP	
		Sabitli-Trendli	Sabitli	Sabitli-Trendli	Sabitli
sh		-2.365019	-0.874182	-2.442241	-0.874182
Δsh		-6.369078*	-6.414006*	-6.364618*	-6.412700*
enf		-1.942594	-2.297538	-2.082334	-2.363152
Δenf		-7.273825*	-7.486630*	-7.333541*	-7.563914*
Kritik Değerler	%1	-4.186481	-3.592462	-4.186481	-3.592462
	%5	-3.518090	-2.931404	-3.518090	-2.931404
	%10	-3.189732	-2.603944	-3.189732	-2.603944

Not: “*” sembolü sırasıyla %1 anlamlılık düzeyini ifade etmektedir. Δ sembolü ise değişkenin birinci derece farkının alındığını ifade etmektedir.

Tablo 1’de yer alan birim kök test sonuçlarına göre, “sh” ve “enf” değişkenlerine ait serilerin %5 anlamlılık düzey seviyesinde durağan olmadığı, “sh” ve “enf” değişkenlerine ait serilerin birinci farklarının alınması sonucunda %5 anlamlılık düzeyinde durağan oldukları, yani I(1) oldukları tespit edilmiştir.

“sh” ve “enf” değişkenlerine ait serinin yapısal kırılma ve şoklardan etkilenmesi ihtimaline karşı yapısal kırılmaları ve şokları dikkate alan birim kök testlerinin kullanılmasına gerek duyulmuştur. Bu kapsamda Tablo 2’de “sh” ve “enf” değişkenlerine ait yapısal kırılmaları dikkate alan (Zivot & Andrews, 1992) birim kök testinin sonuçlarına yer verilmiştir.

Tablo 2: Zivot & Andrews (1992) Kök Testi Sonuçları

Değişkenler	Test İstatistiği (Model C)	Kırılma Tarihi (Model C)	Kritik Değerler		
			%1	%5	%10
sh	-4.413	2001	-5.57	-5.08	-4.82
Δsh	-6.736	1992	-5.57	-5.08	-4.82
enf	-2.665	2000	-5.57	-5.08	-4.82
Δenf	-7.670	1996	-5.57	-5.08	-4.82

Tablo 2’de yer alan Zivot & Andrews (1992) birim kök testi sonuçlarına göre, “sh” ve “enf” değişkenlerinin düzeyde durağan olmadığı, birinci farkları alındığında durağan oldukları tespit edilmiştir. Birim kök testi sonuçlarından elde edilen bulgulara göre, değişkenlere ait serilerin birinci farkı alındığında durağan oldukları tespit edilmiştir. Bu durum, “sh” ve “enf” değişkenleri arasında eşbütünleşme ilişkisinin incelenebilmesi için, değişkenlerin I(1) olma şartını sağladığını göstermektedir.

4.3. Eşbütünleşme Analizi

“enf” ve “sh” değişkenleri arasında eşbütünleşme ilişkisinin varlığını incelemek için Maki (2012) çoklu yapısal kırılmalı eşbütünleşme testinden yararlanılmıştır. Maki (2012) yapısal kırılmaların varlığı durumunda, değişkenler arasındaki eşbütünleşme ilişkisini test edebilmek amacıyla dört farklı model geliştirmiştir. Bu modeller:

- Model 0: Sabit terimde kırılmaya izin veren trendsiz model:

$$y_t = \mu + \sum_{i=1}^k \mu_i K_{i,t} + \beta x_t + v_t$$

- Model 1: Sabit terimde ve eğimde kırılmaya izin veren trendsiz model:

$$y_t = \mu + \sum_{i=1}^k \mu_i K_{i,t} + \beta x_t + \sum_{i=1}^k \beta_i x_i K_{i,t} + v_t$$

- Model 2: Sabit terimde ve eğimde kırılmaya izin veren trendli model:

$$y_t = \mu + \sum_{i=1}^k \mu_i K_{i,t} + \gamma t + \beta x_t + \sum_{i=1}^k \beta_i x_i K_{i,t} + v_t$$

- Model 3: Sabit terimde, eğimde ve trendde kırılmaya izin veren model:

$$y_t = \mu + \sum_{i=1}^k \mu_i K_{i,t} + \gamma t + \sum_{i=1}^k \gamma_i t K_{i,t} + \beta x_t + \sum_{i=1}^k \beta_i x_i K_{i,t} + v_t$$

“enf” değişkeninin bağımlı değişken ve “sh” değişkeninin bağımsız değişken olduğu modelde, değişkenler arasındaki eşbütünleşme ilişkisinin incelendiği Maki (2012) çoklu yapısal kırılmalı eşbütünleşme testi sonuçları Tablo 3’te sunulmuştur.

Tablo 3: Maki (2012) Çoklu Yapısal Kırılmalı Eşbütünleşme Testi Sonuçları

Model	Test İstatistiği	Kritik Değerler %1, %5, %10	Kırılma Tarihi
Panel A: Kırılma Sayısı=1			
Model 0	-3.79	-5.709, -4.602, -4.354	2001
Model 1	-4.69	-5.524, -5.038, -4.784	1995
Model 2	-3.42	-5.457, -4.895, -4.626	2019
Model 3	-4.91	-6.048, -5.541, -5.281	2019
Panel B: Kırılma Sayısı=2			
Model 0	-4.77***	-5.416, -4.893, -4.610	1984, 2001
Model 1	-4.82	-5.708, -5.196, -4.938	1995, 2003
Model 2	-3.71	-5.863, -5.363, -5.070	1998, 2019
Model 3	-4.91	-6.620, -6.100, -5.845	2019
Panel C: Kırılma Sayısı=3			
Model 0	-4.84***	-5.563, -5.083, -4.784	1984, 1997, 2001
Model 1	-5.11***	-5.833, -5.373, -5.106	1989, 1995, 2003
Model 2	-4.82	-6.251, -5.703, -5.402	1986, 2001, 2020
Model 3	-4.94	-7.082, -6.524, -6.267	1999, 2003, 2020

Not: “***” sembolü, Ho: “eşbütünleşme yoktur” hipotezinin %10 anlamlılık düzeyinde reddedildiğini göstermektedir. Kritik değerler Maki (2012) Tablo 1’den elde edilmiştir.

Tablo 3’te yer alan Maki (2012) çoklu yapısal kırılmalı eşbütünleşme testi sonuçlarına göre, “enf” ve “sh” değişkenleri arasında Panel B’de yer alan “Model 0”da, Panel C’de yer alan Model 0 ve Model 1’de %10 anlamlılık düzeyinde uzun dönem ilişki tespit edilmiştir.

“sh” değişkeninin bağımlı değişken ve “enf” değişkeninin bağımsız değişken olduğu modelde, değişkenler arasındaki eşbütünleşme ilişkisinin incelendiği Maki (2012) çoklu yapısal kırılmalı eşbütünleşme testi sonuçları Tablo 4’te sunulmuştur.

Tablo 4: Maki (2012) Çoklu Yapısal Kırılmalı Eşbütünleşme Testi Sonuçları

Model	Test İstatistiği	Kritik Değerler %1, %5, %10	Kırılma Tarihi
Panel A: Kırılma Sayısı=1			
Model 0	-4.08	-5.709, -4.602, -4.354	2009
Model 1	-3.92	-5.524, -5.038, -4.784	1989
Model 2	-4.88***	-5.457, -4.895, -4.626	2008
Model 3	-4.39	-6.048, -5.541, -5.281	2017
Panel B: Kırılma Sayısı=2			
Model 0	-4.47	-5.416, -4.893, -4.610	1999,2009
Model 1	-4.81	-5.708, -5.196, -4.938	1989, 2001
Model 2	-5.06	-5.863, -5.363, -5.070	2005, 2020
Model 3	-5.09	-6.620, -6.100, -5.845	2003, 2017
Panel C: Kırılma Sayısı=3			
Model 0	-4.47	-5.563, -5.083, -4.784	1999, 2009
Model 1	-5.34***	-5.833, -5.373, -5.106	1989, 2001, 2013
Model 2	-5.06	-6.251, -5.703, -5.402	2005, 2020
Model 3	-6.58**	-7.082, -6.524, -6.267	1997, 2003, 2017

Not: “*”, “***” sembolleri, Ho: “eşbütünleşme yoktur” hipotezinin sırasıyla %5 ve %10 anlamlılık düzeyinde reddedildiğini göstermektedir. Kritik değerler Maki (2012) Tablo 1’den elde edilmiştir.

Tablo 4’te yer alan Maki (2012) çoklu yapısal kırılmalı eşbütünleşme testi sonuçlarına göre, “enf” ve “sh” değişkenleri arasında Panel A’da yer alan “Model 2”de, Panel C’de yer alan Model 1 %10 anlamlılık düzeyinde uzun dönem ilişki tespit edilmiştir. Panel C’de yer alan “Model 3”de ise %5 anlamlılık düzeyinde uzun dönem ilişki tespit edilmiştir.

Değişkenler arasında uzun dönemli ilişkinin incelenmesinden sonra, değişkenler arasındaki nedensellik ilişkisi Hatemi-J (2012) asimetrik nedensellik testi ile incelenmiştir.

4.4. Hatemi-J (2012) Asimetrik Nedensellik Testi

Pozitif şoklar ile negatif şokların aynı kabul edildiği nedensellik testlerinin aksine Hatemi-J (2012) tarafından geliştirilen asimetrik nedensellik testinde, negatif ve pozitif şokların farklı nedensellik etkileri ortaya çıkabileceğini, yani asimetrik ilişkinin varlığını dikkate alarak nedensellik testini geliştirmiştir. Hatemi-J (2012)’ye göre, y_{1t} ve y_{2t} tümleşik değişkenlerinin rassal yürüyüş modelleri aşağıda yer alan (1) ve (2) no’lu denklemlerde sunulmuştur:

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

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

Denklemlerde yer alan $t=1,2,\dots,T$ sabit terim olan y_{10} ve y_{20} ’nin başlangıç değerlerini, ε_{1i} ve ε_{2i} terimleri ise beyaz gürültü hata terimlerini göstermektedir. Pozitif ve negatif şoklar ise şu şekilde tanımlanmaktadır (Hatemi-J, 2012):

$$\varepsilon_{1i}^+ = \max(\varepsilon_{1i}, 0) \quad (3)$$

$$\varepsilon_{2i}^+ = \max(\varepsilon_{2i}, 0) \quad (4),$$

$$\varepsilon_{1i}^- = \min(\varepsilon_{1i}, 0) \quad (5),$$

$$\varepsilon_{2i}^- = \min(\varepsilon_{2i}, 0) \quad (6)$$

Pozitif ve negatif şokların toplamı olarak hata terimleri, $\varepsilon_{1i} = \varepsilon_{1i}^+ + \varepsilon_{1i}^-$ ve $\varepsilon_{2i} = \varepsilon_{2i}^+ + \varepsilon_{2i}^-$ şeklinde tanımlanabilmektedir. Bu tanımlamaya bağlı olarak, y_{1t} ve y_{2t} değişkenleri şu şekilde tanımlanabilir (Hatemi-J, 2012):

$$y_{1t} = y_{1t-1} + \varepsilon_{1t} = y_{10} + \sum_{i=1}^t \varepsilon_{1i}^+ + \sum_{i=1}^t \varepsilon_{1i}^- \quad (7),$$

$$y_{2t} = y_{2t-1} + \varepsilon_{2t} = y_{20} + \sum_{i=1}^t \varepsilon_{2i}^+ + \sum_{i=1}^t \varepsilon_{2i}^- \quad (8)$$

Son olarak, pozitif ve negatif şoklar her bir değişken için birikimli formda $y_{1t}^+ = \sum_{i=1}^t \varepsilon_{1i}^+$, $y_{1t}^- = \sum_{i=1}^t \varepsilon_{1i}^-$, $y_{2t}^+ = \sum_{i=1}^t \varepsilon_{2i}^+$ ve $y_{2t}^- = \sum_{i=1}^t \varepsilon_{2i}^-$ şekilde tanımlanabilir (Hatemi-J, 2012).

Burada pozitif ve negatif şoklar her bir değişken için birikimli formda $y_{1t}^+ = \sum_{i=1}^t \varepsilon_{1i}^+$, $y_{1t}^- = \sum_{i=1}^t \varepsilon_{1i}^-$, $y_{2t}^+ = \sum_{i=1}^t \varepsilon_{2i}^+$ and $y_{2t}^- = \sum_{i=1}^t \varepsilon_{2i}^-$ şeklinde ifade edilebilir. Nedensellik testi $y_t^+ = (y_{1t}^+, y_{2t}^+)$ olmak üzere, p mertebesinde vektör otoregresif model veya VAR(p) kullanılarak test edilebilir:

$$y_t^+ = v + A_1 y_{t-1}^+ + \dots + A_p y_{t-p}^+ + u_t^+ \quad (9)$$

Burada, y_t^+ 2×1 boyutunda değişken vektörünü, v ve u_t^+ ise 2×1 boyutunda sabit değişken ve hata terim vektörlerini ifade etmektedir. A_r , boyutu 2×2 olan, r mertebesinde, gecikme uzunluğu bilgi kriterlerine göre belirlenen parameter matrisini ifade etmektedir.

$$HJC = \ln(|\hat{\Omega}_j|) + j \left(\frac{n^2 \ln T + 2n^2 \ln(\ln T)}{2T} \right), \quad j=0, \dots, p \quad (10)$$

Denklem 10'daki " $\hat{\Omega}$ ", gecikme uzunluğu j iken varyans-kovaryans matrisinin maksimum benzerlik tahminicisini göstermektedir. " n " ise VAR modelindeki denklem sayısını, " T " ise toplam gözlem sayısını göstermektedir (Hatemi-J, 2012: 450). Uygun gecikme uzunluğunun belirlenmesinin ardından, seriler arasında Granger nedenselliğinin olmadığını gösteren temel hipotezi test etmek için kullanılacak Wald istatistiğini elde edebilmek için amacıyla Denklem 9'da gösterilen VAR modeli Denklem 11'deki gibi tanımlanabilir (Hatemi-J, 2012: 450):

$$\begin{aligned} Y &= (y_1^+, \dots, y_T^+) \quad (n \times T) \text{ matrix,} \\ D &= (\alpha, A_1, A_2, A_3, \dots, A_p) \quad (n \times (1+np)) \text{ matrix,} \\ Z_T &= \begin{bmatrix} 1 \\ y_t^+ \\ y_{t-1}^+ \\ \vdots \\ y_{t-p+1}^+ \end{bmatrix} \quad ((1+np) \times 1) \text{ matrix, for } t=1, \dots, T, \\ Z &= (Z_0, Z_1, Z_2, \dots, Z_{T-1}) \quad ((1+np) \times T) \text{ matrix, and} \\ \delta &= (u_1^+, \dots, u_T^+) \quad (n \times T) \text{ matrix.} \end{aligned} \quad (11)$$

Granger nedenselliğinin olmadığını gösteren temel hipotez ($H_0: C\beta = 0$) Wald istatistiği ile Denklem 12'deki sınanabilmektedir:

$$Wald = (C\beta)'[C((Z'Z)^{-1} \otimes Su)C']^{-1}(C\beta) \quad (12)$$

Denklem 12'de yer alan $\otimes$, Kronecker çarpımını, C kısıtları içeren gösterge fonksiyonun göstermektedir. Burada $\beta = \text{vec}(D)$ şeklinde olup, vec sütun-yığıma operatörünü ifade etmektedir. " q " her VAR eşitliğinde yer alan gecikme sayısını göstermek üzere, $S_u, (\hat{\delta}_u' \hat{\delta}_u)/(T-q)$ şeklinde kısıtsız VAR modeli için hesaplanan varyans-kovaryans matrisini göstermektedir.

Çalışmada, bütçe açığı ile ekonomik büyüme arasındaki nedensellik ilişkisini incelemek için yapılan Hatemi-J (2012) asimetrik nedensellik testi sonuçları Tablo 4'te sunulmuştur.

Tablo 4: Hatemi-J (2012) Asimetrik Nedensellik Testi Sonuçları

Nedenselliğin Yönü	Test İstatistiği	Gecikme Sayısı	Kritik Değer (%1)	Kritik Değer (%5)	Kritik Değer (%10)
$enf^+ \rightarrow sh^+$	0.010	1	12.86	4.97	3.15
$enf^+ \rightarrow sh^-$	0.009	1	11.72	5.41	3.40
$enf^- \rightarrow sh^-$	0.006	1	8.54	4.48	3.14
$enf^- \rightarrow sh^+$	0.028	1	11.08	4.93	3.27
$sh^+ \rightarrow enf^+$	0.172	1	12.09	5.41	3.41
$sh^+ \rightarrow enf^-$	0.021	1	16.24	5.93	3.38
$sh^- \rightarrow enf^-$	6.498	1	9.96	4.74	3.16
$sh^- \rightarrow enf^+$	0.011	1	13.37	5.38	3.21

Not: *, **, *** işaretleri sırasıyla %1, %5, %10 anlamlılık düzeylerini göstermektedir.

Tablo 4'ten elde edilen bulgulara göre, ($sh^- \rightarrow enf^-$) " sh " değişkenindeki negatif şoklarından " enf " değişkenindeki negatif şoklarına doğru nedensellik olduğu tespit edilmiştir.

Sonuç

Ülkelerin güvenlik, refah ve huzurunun sağlanmasında önemli bir yere sahip olan ve tam kamusal ve hizmet özelliği bulunan savunma hizmetlerinin sağlanabilmesi için kamu bütçesinden önemli bir pay ayrılmaktadır. Bu hizmetin sağlanmasının gerekliliği ve vazgeçilemez olması nedeniyle de zorunlu kamu harcamaları arasına girmektedir. Savunma harcamalarının en önemli belirleyicilerinden birisi de ülkelerin jeopolitik ve jeostratejik konumudur. Risk algısı yükseldikçe savunma harcamalarına duyulan

ihtiyaç artmaktadır. Diğer yandan, savunma harcamaları hem cari hem de yatırım harcamalarından oluşmaktadır. Bu yönüyle ekonomideki toplam talep üzerinde doğrudan etkiler yaratabilmektedir. Aynı zamanda savunma hizmetlerinin yerine getirilmesinde kullanılan teçhizatın ithal olması ise cari açık üzerinde baskılar oluşturabilmektedir. Ülke ekonomisinde cari açık ve döviz sorunu varsa, savunma hizmetlerinin maliyetini arttırabilmektedir. Maliyet artışları nedeniyle ortaya çıkan enflasyonist baskı savunma harcamalarının artmasına neden olacaktır. Çalışmada, 1980-2023 yıllarında savunma harcamaları ile enflasyon arasındaki ilişki zaman serisi analizi yöntemleri ile incelenmiştir. Değişkenler arasındaki uzun dönemli ilişkiyi incelemek için yararlanılan Maki (2012) çoklu yapısal kırılmalı eşbütünleşme testi sonuçlarına göre, “enf” değişkeninin bağımlı değişken ve “sh” değişkeninin bağımsız değişken olduğu modelde istatistiki olarak %10 anlamlılık düzeyinde eşbütünleşme ilişkisi tespit edilmiştir. “sh” değişkeninin bağımlı değişken ve “enf” değişkeninin bağımsız değişken olduğu modelde ise istatistiki olarak %5 ve %10 anlamlılık düzeyinde eşbütünleşme ilişkisi tespit edilmiştir. Bu sonuçlar, iki değişkenin birbirini etkilediği göstermektedir. Bu etkileşimin yönünü ortaya koyabilmek için Hatemi-J (2012) asimetrik nedensellik testinden yararlanılmıştır. Hatemi-J (2012) asimetrik nedensellik testi sonuçlarına göre ($sh^- \rightarrow enf^-$) “sh” değişkenindeki negatif şoklarından “enf” değişkenindeki negatif şoklarına doğru nedensellik olduğu tespit edilmiştir. Bu sonuç, savunma harcamalarındaki negatif düşüşlerin enflasyonu negatif yönde etkileyeceğini ortaya koymaktadır.

Savunma harcamaları ve enflasyon arasındaki ilişki genel olarak değerlendirildiğinde her iki değişken birbirini etkilemektedir. Ekonometrik analiz sonuçlarından elde edilen bulgular da değişkenlerin birbirini etkilediğini göstermektedir. Enflasyon ile mücadelede sıkı maliye politikası uygulamalarına bağlı olarak kamu harcamaları azaltılmakta, tasarruf tedbirleri uygulanmaktadır. Ancak savunma harcamaları zorunlu harcama niteliğinde olduğu için bu harcamalarda meydana gelecek kesintiler ya da tasarruf tedbirleri güvenlik zaafiyeti doğurabilecektir. Bu nedenle savunma hizmetlerinin sunumunda, özellikle döviz kurundaki artışlara bağlı olarak enflasyona sebep olan ithalat kaynaklı ürünlerin ve hizmetlerin iç kaynaklardan temini hususunda yatırım yapılması önem arz etmektedir.

Kaynakça

- Asiloğulları, M. (2020). Türkiye’de savunma harcamalarının enflasyon üzerindeki etkisi (1960-2017). *Savunma Bilimleri Dergisi*, 19(1): 125-157
- Aydın, A. (2023). Türkiye’de ekonomik büyüme ve enflasyonun askeri harcamalar üzerindeki etkisi: ardl analizi. *Bucak İşletme Fakültesi Dergisi*, 6(1): 87-108
- Capra, J. R. (1981). The national defense budget and its economic effects. *Federal Reserve Bank of New York Quarter Review*, 21-31.
- Çınar-Şahin, İ., & Aytun, C. (2024). Türkiye’de ekonomik büyüme ve enflasyonun savunma harcamaları üzerindeki etkisi: 1970-2022 ardl analizi. *Ömer Halisdemir Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*, 17(3): 446-461.
- Dickey, D.A. ve Fuller, A.W. (1981). Likelihood ratio statistics for autoregressive time series with a unit root. *Econometrica*, 49(4), 1057-1072.
- Dünya Bankası (2024), “DataBank”, <https://data.worldbank.org/country/turkiye?view=chart>
- Hatemi-J, A. (2012). Asymmetric causality tests with an application. *Empirical Economics*, 43(1), 447-456.
- İpek, E. (2014). Savunma harcamalarının seçilmiş makroekonomik değişkenler üzerine etkisi: ardl sınır testi yaklaşımı. *Anadolu Üniversitesi Sosyal Bilimler Dergisi*, 14(3): 113-126.
- Karakurt, B., Şentürk, S. H. & Şahingöz, B. (2018). Türkiye’de savunma harcamalarının enflasyon üzerindeki etkisi: yapısal kırılmalı eşbütünleşme analizi. *Maliye Dergisi*, 175: 154-170
- Lin H.P., Tsung-Li W. & Cheng-Lang Y. (2016). Further causality evidence on arms race, inflation and economic growth. *Economic Computation and Economic Cybernetics Studies and Research, Faculty of Economic Cybernetics, Statistics and Informatics*, 50(2): 123-136.
- Maki, D. (2012). Tests for cointegration allowing for an unknown number of breaks. *Economic Modelling*, 29(5), 2011-2015.
- Onuoha, F. C. & Okorie G. (2020). Impact of disaggregated public expenditure on inflation rate in selected african countries: a panel cointegration analysis. *West African Journal of Monetary and Economic Integration*, 20(1): 1-21.
- Phillips, P.C.B. & Perron, P. (1988). Testing for a unit root in time series regression. *Biometrika*, 75, 335-346.
- SIPRI (2024), “SIPRI Military Expenditure Database”, <https://www.sipri.org/databases/milex>.
- Şit, M. (2018). Macroeconomic effects of defense expenditures in Turkey”. *Savunma Bilimleri Dergisi*, 17(2): 93-114.
- Soyyigit Kaya, S. (2013). Türkiye’de savunma harcamalarının iktisadi etkileri üzerine nedensellik analizi (1970 – 2010)”. *Trakya Üniversitesi Sosyal Bilimler Dergisi*, 15(2): 17-38.
- Xu, Y., Su, C. W., & Tao, R. (2018). Is defense spending inflationary? time–frequency evidence from China. *Defence and Peace Economics*, 31(3): 361-375.
- Zivot, E. & 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, 251-270.

Extended Abstract

Background

Defense services are among the most basic services that societies need. This basic service is defined as one of the basic duties of the state. The state has to allocate a significant share of its public budget to defense services, which are full public goods and services. Since most of the expenditures for defense services are public current expenditures, they have some effects on the economy. The most important of these effects is that defense expenditures create a positive pressure on demand, which leads to an increase in the general level of prices.

Research Purpose

The aim of this study is to examine the relationship between defense expenditures and inflation and the direction of the relationship.

Methodology

This study examines the relationship between defense expenditures and inflation in Turkey for the period 1980-2023 using Maki (2012) cointegration analysis with multiple structural breaks and Hatemi-J (2012) asymmetric causality tests.

Findings

A mutual long-run relationship was found between defense expenditures and inflation. According to the results of causality analysis, causality is found from negative shocks of defense expenditures to negative shocks of inflation.

Conclusion

Since defense expenditures are compulsory expenditures, cuts or austerity measures in these expenditures may lead to security weaknesses. Therefore, in the provision of defense services, it is important to invest in the procurement of imported products and services from domestic sources, especially those that cause inflation due to increases in exchange rates.