

## SAVUNMA HARCAMASI, İŞSİZLİK VE EKONOMİK BÜYÜME İLİŞKİSİNİN HATEMI-J ASİMETRİK PANEL NEDENSELLİK TESTİ İLE İNCELENMESİ

Mahmut Sami DURAN<sup>1</sup>

Gönderim tarihi: 05.05.2022

Kabul tarihi: 07.03.2023

### Öz

Bu çalışmanın amacı dünyada en fazla savunma harcamasına sahip ilk on ülke (ABD, Çin, Hindistan, Rusya, İngiltere, S. Arabistan, Almanya, Fransa, Japonya, Kore) ve Türkiye’de savunma harcamalarının işsizlik üzerindeki etkisini araştırmaktır. 1993-2020 arası dönemi kapsayan çalışmada, savunma harcaması ve işsizliğin yanı sıra ekonomik büyüme değişkeni de incelenmiştir. Değişkenler arasındaki nedenselliğin yönünü tespit edebilmek için Dumitrescu-Hurlin (2012) ve Hatemi-J (2012) tarafından önerilen panel nedensellik testlerinden faydalanılmıştır. Ampirik bulgular savunma harcamaları ile işsizlik ve ekonomik büyüme arasında nedensellik ilişkilerinin varlığını göstermektedir.

**Anahtar Kelimeler:** Savunma harcamaları, İşsizlik, Ekonomik büyüme, Dumitrescu-Hurlin Testi, Hatemi-J Asimetrik Panel Nedensellik Testi

**Jel Sınıflandırması:** H56, C55, E24, Q47

## EXAMINATION OF THE RELATIONSHIP OF DEFENSE EXPENDITURE, UNEMPLOYMENT AND ECONOMIC GROWTH BY HATEMI-J ASYMMETRIC PANEL CAUSE TEST

### Abstract

The aim of this study is to investigate the effect of defense expenditures on unemployment in the top ten countries with the highest defense expenditures in the world (USA, China, India, Russia, England, S. Arabia, Germany, France, Japan, Korea) and Turkey. In the study covering the period between 1993 and 2020, besides defense expenditure and unemployment, the variable of economic growth was also examined. Panel causality tests proposed by Dumitrescu-Hurlin (2012) and Hatemi-J (2012) were used to determine the direction of causality between variables. Empirical findings show the existence of causal relationships between military expenditures, unemployment and economic growth.

**Keywords:** Defense expenditures, Unemployment, Economic growth, Dumitrescu-Hurlin Test, Hatemi-J Asymmetric Panel Causality Test

**Jel Codes:** H56, C55, E24, Q47

<sup>1</sup> Doç. Dr., Selçuk Üniversitesi, Yunak Meslek Yüksekokulu, Finans, Bankacılık ve Sigortacılık Bölümü, msduran@selcuk.edu.tr, Orcid No: 0000-0003-3125-2596

## 1. Giriş

Ülkelerin bütçelerinde en büyük paylardan birisini savunma harcamaları oluşturmaktadır. Ekonomik açıdan savunma harcamaları, maliye politikaları tarafından belirlenen, ulusal savunma için yapılan hükümet harcamalarının bir parçasıdır (Lobont vd, 2019:2958). Bu nedenle gerek bütçedeki payının büyüklüğü gerekse maliye politikalarının etkinliği ve verimliliği açısından savunma harcamaları iyi analiz edilmesi gereken bir unsurdur. Ülkelerin savunma harcamalarının düzeyini belirleyen birçok unsur bulunmaktadır. Bunların başında tarihi ve jeopolitik konumu gelmekle birlikte, stratejik gereklilikler, siyasal rejim, sosyo-politik faktörler, milli gelir ve demografik yapı gibi iktisadi faktörler de savunma harcamalarının ülkeler arasında farklılaşmasına yol açmaktadır (Baltacı ve Hayaloğlu, 2021: 158).

1970’li yılların sonu ile savunma harcamaların ekonomik göstergeler üzerindeki etkisi tartışılmaya başlanmıştır. Bu döneme kadar literatürde savunma harcamalarının ekonomik sonuçlarıyla ilgili kesin sonuçlara ulaşılamaması, bu araştırma alanına olan ilgiyi artırmıştır. Literatürdeki çalışmaların çoğunlukla savunma harcamalarının ekonomik büyüme üzerindeki etkilerini araştırmaya yöneldiği görülmektedir. Savunma harcamalarının işsizlik üzerindeki etkilerinin tartışılmaya başlamasının 20. Yüzyılın sonlarına doğru arttığı ve bu çalışmaların ülke grupları ve sonuçları açısından farklılaştığı görülmektedir.

Çağdaş iktisadi düşüncenin savunma harcamaları konusundaki görüşlerinin yeniden tartışılması, savunma harcamalarının istihdama olası etkileri konusuna ışık tutmaktadır ve test edilebilir ekonomik hipotezleri ortaya çıkarmaktadır. Muhafazakâr, liberal ve radikal düşünce okullarının görüşleri bu hipotezleri şekillendirmektedir. Muhafazakâr düşünce yapısı savunma harcamaları ile işsizlik arasında ters orantı olduğunu kabul etmektedir. Onlara göre savunma bütçesini azaltmak, orduya bağımlı hale gelmiş olan yüzlerce toplulukta işsizliğin artmasına yol açacaktır. Liberal düşünceye göre ise verimsizlik, tedarikte sahtekarlık, savunma sanayinin lobi gücü, özel sektörün dışlanması gibi sorunların olmasının istihdamı olumsuz etkileyebileceği savunulmaktadır. Radikal düşüncede olan iktisatçılar ise, durgunluk eğiliminin yaratacağı istihdam sorunlarının özellikle savunma harcamalarının tercih edilmesi yoluyla çözüleceğine işaret etmektedirler (Abell,1990:405).

Savunma harcamalarının işgücü üzerinde farklı etki kanalları mevcuttur. Bunlardan ilki, savunma teknolojisi ve altyapı alanlarındaki iyileşmelerin özel sektörün işgücü talebine etki edeceği yönündedir. İkincisi, savunma sanayindeki yer değişikliğinin etkisi özel sektörün işgücü arzında artış olarak kendini gösterecektir. Üçüncü olarak, savunma harcamalarının finansmanı işçi ve işverenler üzerinde vergi yükünü artıracaktır ve bu durum işgücü arz / talebini değiştirecektir (Navarro ve Cabello, 2015: 2-3).

Ülkelerin savunma harcamaları üzerine araştırma yapan ve veriler sunan Stockholm Uluslararası Barış Araştırmaları Enstitüsü (SIPRI) tarafından yayımlanan 2021 yılı verilerine göre, dünyada her geçen yıl savunma harcamalarında artış yaşandığı ifade edilmektedir. Küresel savunma harcama büyüklüğünün 2020 yılında 1 trilyon 981 milyar dolar olduğu ve bir önceki döneme göre artışın %2,6 olduğu dikkati çekmektedir. Savunma harcamalarının küresel GSYİH içindeki payı 2019 yılında %2,2 iken, 2020 yılında bu oranın %2,4 olduğu raporlanmaktadır. Bölgesel olarak savunma harcamaları değerlendirildiğinde ise 2020 yılında Amerika kıtası toplamında 849 milyar dolar ile en çok savunma harcaması gerçekleşmiştir. Harcama miktarı Asya bölgesinde 519 milyar dolar, Avrupa’da ise 378 milyar dolar ve son olarak Afrika’da 43 milyar dolar olarak gerçekleşmiştir.

**Tablo 1:** En çok Savunma Harcamasına Sahip 10 Ülke ve Türkiye (2019- 2020)

	2019	2019	2020	2020
	Savunma Harcaması (GSYH %)	Savunma Harcaması (milyar dolar)	Savunma Harcaması (GSYH %)	Savunma Harcaması (milyar dolar)
<b>ABD</b>	3,4%	734	3,7%	778
<b>Çin</b>	1,7%	240	1,7%	252
<b>Hindistan</b>	2,5%	71,4	2,9%	72,8
<b>Rusya</b>	3,8%	65,2	4,3%	61,7
<b>İngiltere</b>	2,0%	56,8	2,2%	59,2
<b>S. Arabistan</b>	7,8%	61,9	8,4%	57,5
<b>Almanya</b>	1,3%	49,0	1,4%	52,7
<b>Fransa</b>	1,8%	50,1	2,1%	52,7
<b>Japonya</b>	0,9%	47,6	1,0%	49,1
<b>Kore</b>	2,7%	43,8	2,8%	45,7
<b>Türkiye</b>	2,7%	20,6	2,8%	17,7

**Kaynak:** SIPRI (2021).

Tablo 1’de dünyada en fazla savunma harcamasına sahip ilk 10 ülke ve Türkiye’nin savunma harcama miktarları gösterilmektedir. SIPRI 2021 yılı raporuna göre, 2020 yılı sonunda küresel savunma harcamalarının yüzde 62’si ABD, Çin, Hindistan, Rusya ve İngiltere tarafından gerçekleştirilmiştir. ABD’de savunma harcamaları 2020 yılında önceki yıla göre yüzde 4,4 artışla 778 milyar dolar olmuştur. Bu ülkeyi 252 milyar dolar harcama ile Çin, 72 milyar dolar harcama ile Hindistan takip etmektedir. S. Arabistan, Rusya ve Türkiye’de savunma harcamalarının bir önceki yıla göre azaldığı görülmektedir.

Bu çalışmanın ülke grubunu dünyada en fazla savunma harcamasına sahip ilk 10 ülke ve Türkiye oluşturmaktadır. Çalışmanın amacı bu ülke grubunda savunma harcamalarının işsizlik üzerindeki etkisini araştırmaktır. Ayrıca çalışmada savunma harcamalarının ekonomik büyüme üzerindeki etkisi de incelenmektedir. Bu amaçla çalışmanın ilk bölümünü giriş oluştururken, ikinci bölümü Dünya'dan ve Türkiye'den örneklerin sunulduğu geniş bir literatür oluşturmaktadır. Üçüncü bölümde çalışmanın analizine ve analizden elde edilen sonuçlarına yer verilmektedir. Dördüncü ve son bölümde ise analiz sonuçları tartışılmakta ve politika önerilerinde bulunmaktadır.

## **2. Literatür Taraması**

Çalışmanın bu bölümünde savunma harcamalarının işsizlik üzerindeki ampirik etkilerini açıklamaya yönelik literatürdeki çalışmalara yer verilmektedir. Bu kısımda çalışmalar zaman serisi ve panel analizi uygulayan çalışmalar olarak iki ayrı kısımda değerlendirilmektedir. Değişkenler arasındaki ilişkiyi ele alan çalışmaların 20. yüzyılın son çeyreğine doğru başladığı bilinmektedir. Sweezy ve Baran (1973), ABD'de savunma harcamalarının talebi artırarak istihdam imkânlarında artışa yol açtığını göstermişlerdir. Smith (1978) ve Chester (1978) işsizlik oranlarının savunma harcamalarındaki artış ile birlikte azalmadığını gösterirken Dunne ve Smith (1990) ise savunma harcaması ve işsizlik arasında herhangi bir nedensellik olmadığını, savunma harcamalarının işsizlik üzerinde önemli bir etkisi bulunmadığını göstermişlerdir. Kinsella (1990) savunma harcamaları ile işsizlik arasında herhangi bir ilişkinin olmadığını ortaya koymuştur. Abell (1990) savunma harcamalarının işsizliğin nedeni olduğunu tespit etmiştir.

Dunne ve Watson (2000), 1963-1990 arası dönemde G. Afrika'da savunma harcamaları ile işsizlik ilişkisini araştırmışlardır. ARDL modeli kullanılan çalışmada, 1971-1980 yılları arasındaki ilişki pozitif bulunurken diğer yıllar negatif ilişki tespit edilmiştir. Yıldırım ve Sezgin (2003), Türkiye'de savunma harcamaları ile işsizlik ilişkisini araştırmışlardır. Çalışmada 1950-1973, 1974-1979 ve 1980-1997 arası yıllarda ARDL tahmincisi kullanılmıştır. Çalışmanın sonuçları savunma harcamaları ile işsizlik arasında negatif bir ilişkiyi göstermiştir. Huang ve Kao (2005), 1966-2002 yıllarına ait veri setini kullandıkları çalışmada Tayvan ekonomisinde kısa dönemde savunma harcamalarının işsizliği azalttığını, uzun dönemde ise savunma harcamalarının istihdamı iyileştirdiği sonucuna ulaşmışlardır.

Silverberg (2010), ABD ekonomisinde 1948-2008 yılları arasındaki veri setini kullanarak savunma harcamaları ile işsizlik arasındaki ilişkiyi araştırmıştır. Elde etmiş olduğu bulgular istatistiki olarak anlamlı bir ilişkiyi göstermiştir. Malizard (2014), Fransa'da 1975 ve 2008 yılları arasında savunma harcamalarının işsizlik oranı üzerindeki etkisini ARDL yaklaşımı

ile arařtırmıřtır. Elde edilen sonular savunma harcamalarının iřsizlik zerindeki etkisini negatif olarak gstermiřtir.

Qiong ve Junhua (2015), 1991-2013 yıllarını kapsayan alıřmalarında, in’de savunma harcamaları ile iřsizlik arasındaki iliřkiyi arařtırmıřlardır. ARDL modeli ile yapılan tahminler, savunma harcamalarındaki artıřın řařırtıcı řekilde iřsizlięi artırdıęını ve zıt bir ekonomik etkiye yol atıęını ortaya koymuřtur. ler (2017), Trkiye’de savunma harcamaları ve iřsizlik iliřkisini 1980-2014 yılları iin arařtırmıřtır. Hatemi-J (2008) tarafından geliřtirilen eřbtnleřme testi ile DOLS yntemi kullanılan alıřmada, savunma harcamaları ile iřsizlik oranları arasında negatif ynde iliřki tespit edilmiřtir.

Topal (2018), 1955-2016 yılları arasında reel savunma harcamalarının iřsizlik oranları zerindeki etkisini incelemiřtir. Trkiye’de reel savunma harcamaları ile iřsizlik oranları arasında istatistiksel olarak anlamlı ve uzun dnemli bir iliřki olmadıęı sonucuna ulařmıřtır.

Canbay ve Mercan (2020), 1988-2017 arası veri setini kullanarak Trkiye’de savunma harcamalarının iřsizlik zerindeki etkisini incelemiřlerdir. Yapısal kırılmalı Otoregresif Gecikmesi Daęıtılmıř Modeline (ARDL) dayalı Sınır Testi yaklařımı kullanılan alıřmada, uzun dnemde savunma harcamalarının iřsizlik oranını negatif ynde etkiledięini tespit etmiřlerdir.

Ceyhan ve Ksteki (2021), Trkiye’de savunma harcamalarının iřsizlik zerindeki etkisini arařtırmıřlardır. 1988-2019 dnemine dayalı bir veri seti kullanılan alıřmada Maki (2012) eřbtnleřme testi bulgularına gre savunma harcamaları ile iřsizlik arasında eřbtnleřme iliřkisi bulunmuřtur. Ayrıca alıřmada uzun dnem katsayılarının tahmini iin FMOLS tahmincisi kullanılmıřtır. FMOLS tahmincisinden elde edilen sonulara gre, savunma harcamalarının uzun vadede iřsizlięi artırdıęı tespit edilmiřtir.

Tablo 2’de deęiřkenler arasındaki iliřkiyi zaman serisi analizi ile inceleyen alıřmaların zetine yer verilmektedir.

**Tablo 2:** Değişkenler Arasındaki İlişkiyi Zaman Serisi Analizi ile İnceleyen Çalışmaların Özeti

Yazar/Yıl	Dönem	Ülke/Ülkeler	Yöntem	Sonuç
Kinsella (1990)	1943-1989	ABD	VAR analizi	Savunma harcamaları ile işsizlik arasında herhangi bir ilişki yoktur.
Abell (1990)	1973(1)-1980(4) ve 1981 (1)-1987(2)	ABD	Granger nedensellik analizi	Savunma harcamaları işsizliğin nedenidir.
Dunne ve Watson (2000)	1963-1990	G. Afrika	ARDL analizi	1971-1980 yılları arasında ilişki pozitif bulunurken diğer yıllarda negatiftir.
Yıldırım ve Sezgin (2003)	1950–1973, 1974–1979 ve 1980–1997	Türkiye	ARDL analizi	Savunma harcamaları ile işsizlik arasında negatif ilişki vardır.
Huang ve Kao (2005)	1966-2002	Tayvan	ARDL analizi	Savunma harcamaları kısa dönemde işsizliği azaltmaktadır.
Silverberg (2010)	1948-2008	ABD	OLS analizi	Değişkenler arasında anlamlı ilişki vardır.
Malizard (2014)	1975-2008	Fransa	ARDL analizi	Savunma harcamalarının işsizlik üzerindeki etkisi negatiftir.
Qiong ve Junhua (2015)	1991-2013	Çin	ARDL analizi	Savunma harcamalarındaki artış işsizliği artırmaktadır.
Üçler (2017)	1980-2014	Türkiye	Hatemi-J (2008) eşbütünleşme testi ile DOLS analizi	Savunma harcamaları ile işsizlik arasında negatif ilişki vardır.
Topal (2018)	1955-2016	Türkiye	Hatemi-J (2008) eşbütünleşme testi	Değişkenler arasında bir ilişki yoktur.
Canbay ve Mercan (2020)	1988-2019	Türkiye	ARDL analizi	Uzun dönemde savunma harcamaları işsizlik oranını negatif yönde etkilemektedir.
Ceyhan ve Köstekçi (2021)	1988-2019	Türkiye	FMOLS tahmincisi	Savunma harcamalarının uzun vadede işsizliği artırdığı tespit edilmiştir.

Paul (1996), 18 OECD ülkesinde 1962-1988 yılları arasında savunma harcamaları ile işsizlik arasındaki ilişkiyi VAR modeli kullanarak araştırmıştır. Savunma harcamaları ile işsizlik arasında herhangi bir ilişkiyi tespit edememiştir. Tang vd. (2009), savunma harcamaları ile işsizlik oranları arasındaki ampirik ilişkiyi araştırmışlardır. 46 ülkeyi kapsayan çalışmada, 1988-2004 yılları için Granger nedensellik testinin panel verisi sürümü uygulanmıştır. Elde edilen bulgular değişkenler arasında herhangi bir nedensellik ilişki olmadığını göstermiştir.

Korkmaz (2015), 10 Akdeniz ülkesinde işsizlik ve savunma harcamaları arasındaki ilişkiyi araştırmıştır. 2005-2012 yıllarını kapsayan dönemde LLC, IPS ve Hausman testleri ile tahminler elde edilmiştir. Analiz sonuçları savunma harcamalarının ülkelerin ekonomik büyümesini olumsuz etkilediğini ve işsizliği artırdığını göstermiştir. Zhong vd. (2015), 1988-2012 yılları arasında G7 ülkelerinde savunma harcamaları ile işsizlik ilişkisini araştırmışlardır. Panel bootstrap ve granger nedensellik testleri kullanılan çalışmada değişkenler arasında tutarlı bir ilişki tespit edilememiştir.

Aydemir vd. (2016), G20 ülkelerinde savunma harcamaları ile işsizlik arasındaki ilişkiyi incelemişlerdir. 1990-2014 arası dönemi kapsayan çalışmada Ortak İlişkili Etkiler Modeli (CCE) kullanılmıştır. Çalışmadan elde edilen bulgular savunma harcamalarının bazı ülkelerde işsizlik üzerinde olumlu, bazılarında olumsuz, bazılarında ise nötr etkileri olduğunu ortaya koymuştur. Ayrıca olumlu etkilerin göreceli olarak daha fazla yaşandığı belirlenmiştir.

Azam vd. (2016), SAARC (Hindistan, Nepal, Pakistan, Sri Lanka) ülkelerinde 1990-2013 dönemi için yaptıkları çalışmalarında panel DOLS yöntemi kullanmışlardır. Elde edilen bulgular savunma harcamaları ile işsizlik arasında herhangi bir ilişki olmadığını göstermiştir.

Erdugan ve Özçelik (2020), savunma harcamaları ile istihdam oranı arasındaki ilişkiyi incelemişlerdir. Türkiye ve Avrupa Birliğine üye olan 28 ülkenin (AB28) 1993-2017 yıllarına ait verilerinden yararlanarak, panel analizden elde edilen sonuçlara göre savunma harcamaları ve istihdamı oranı arasındaki ilişki istatistiksel olarak anlamlı bulunup, savunma harcamaları değişkeninin istihdam değişkeni üzerinde ters yönde etkiye sahip olduğu belirlenmiştir. Tablo 3'te değişkenler arasındaki ilişkiyi panel analizi ile inceleyen çalışmaların özeti gösterilmektedir.

**Tablo 3:** Değişkenler Arasındaki İlişkiyi Panel Analizi ile İnceleyen Çalışmaların Özeti

Yazar/Yıl	Dönem	Ülke/Ülkeler	Yöntem	Sonuç
Smith (1978)	1948-1975	8 OECD ülkesi	MEC analizi	Savunma harcamalarındaki artış işsizliği azaltmamaktadır.
Paul (1996)	1962-1988	18 OECD ülkesi	VAR analizi	Savunma harcamaları ile işsizlik arasında herhangi bir ilişki yoktur.
Tang vd. (2009)	1988-2004	46 ülke	Granger nedensellik analizi	Herhangi bir nedensellik ilişkisi yoktur.
Korkmaz (2015)	2005-2012	10 Akdeniz ülkesi	Panel FEM analizi	Savunma harcamaları işsizliği artırmaktadır.
Zhong vd. (2015)	1988-2012	G7 Ülkeleri	Granger nedensellik analizi	Herhangi bir nedensellik ilişkisi yoktur.
Aydemir vd. (2016)	1990-2014	G20 Ülkeleri	Ortak İlişkili Etkiler Modeli (CCE)	Değişkenler arasındaki ilişki ülkelere göre farklılık göstermektedir.
Azam vd. (2016)	1990-2013	SAARC ülkeleri	DOLS analizi	Değişkenler arasında bir ilişki yoktur.
Erdugan ve Özçelik (2020)	1993-2017	Türkiye ve AB (28)	Hausman analizi	Savunma harcamaları değişkeninin istihdam değişkeni üzerinde ters yönde etkiye sahiptir.

Savunma harcamalarının işsizlik üzerindeki etkilerini inceleyen çalışmaların ülke grubu, kullanılan yöntem ve dönem açısından farklılaştığı görülmektedir. Bu durum analizden elde edilen sonuçların değişebilmesine neden olmaktadır. Çalışmamızın örneklem grubu değerlendirildiğinde literatürde daha önce bu ülke grubu için değişkenler arasındaki ilişkiyi inceleyen çalışma olmadığı görülmektedir. Bu açıdan çalışmanın sonuçları açısından değerli olması ve literatüre katkı yapması beklenmektedir.

### 3. Yöntem

Çalışmada değişkenler arasındaki ilişkiyi tespit edebilmek ve sonuçların daha sağlıklı olabilmesi için ilk olarak değişkenler arasında yatay kesit bağımlılığının olup olmadığını tespit etmek önemli olacaktır. Bu tespit yapıldıktan sonra çalışmada kullanılacak olan diğer yöntemler tespit edilebilecektir. Çalışmada yatay kesit bağımlılığının olup olmadığını tespit edebilmek için literatürle uyumlu olarak Breusch ve Pagan (1980) tarafından geliştirilen “LM” test analizi ve Pesaran (2004) tarafından literatüre kazandırılan “CD” testi ve Pesaran vd. (2008) önermiş olduğu (LMadj) analizleri kullanılmıştır.

Değişkenler arasında yatay kesit bağımlılığı tespit edildikten sonra, Pesaran (2007) tarafından önerilen ikinci nesil birim kök testlerinden olan CADF (Yatay Kesitsel Genişletilmiş



Dickey-Fuller) testinin yapılmasına karar verilmiştir. Birim kök testinden sonra modeldeki değişkenlerin eğim katsayılarının homojenliği incelenmiştir. Bunu belirleyebilmek için Pesaran ve Yamagata (2008) tarafından önerilen Delta ( $\Delta$  ve  $\tilde{\Delta}$  adj) testleri uygulanmıştır.

Seriler arasında eşbütünleşmenin varlığını belirleyebilmek için literatürde önerilen ve kullanılan yöntemlerden birisi Westerlund (2008) tarafından geliştirilmiş olan Durbin-Hausman panel eşbütünleşme testi tercih edilirken, değişkenler arasındaki nedensellik ilişkisinin tespit edilmesinde Dumitrescu-Hurlin (2012) panel nedensellik nedensellik testi uygulanmıştır. Ayrıca çalışmada Hatemi-J (2012) tarafından geliştirilmiş olan ve panel analizi kullanılan çalışmalarda nedensellik ilişkisinin test edilmesinde tercih edilen bir yöntem olan ve seriler arasındaki asimetric ilişkileri inceleyen Hatemi-J asimetric panel nedensellik testi uygulanmıştır.

### 3.1. Veri Seti ve Model

Çalışma dünyada en fazla savunma harcamasına sahip olan ilk on ülke (ABD, Çin, Hindistan, Rusya, İngiltere, S. Arabistan, Almanya, Fransa, Japonya, Kore) ve Türkiye'yi örneklem olarak ele almaktadır. Türkiye'de son yıllarda savunma sanayi alanında üretilen ürünlerin Dünya'nın dikkatini çektiği bilinmektedir. Savunma alanında yapılan yatırımlar gerek kamu eliyle gerekse özel sektör eliyle her geçen yıl artarak büyümektedir. Türkiye'nin bu denli büyüyen savunma harcamalarının işsizlik ve ekonomik büyüme üzerindeki etkisini araştırmak güzel bir örneklem oluşturmaktadır. Bu nedenle çalışmanın örneklem grubunda Türkiye'ye de yer verilmektedir. Veri kısıtından dolayı çalışmanın dönemi 1993-2020 yılları arasını kapsamaktadır. Çalışma temelde savunma harcamalarının işsizlik üzerindeki etkisini araştırmakla birlikte, savunma harcamalarının ekonomik büyüme değişkeni üzerindeki etkisi de analize dâhil edilmektedir. Bir ülkede yapılan savunma harcamaları o ülkenin kalkınma ve büyümesini sağlayabilecek diğer alanların ihmal edilmesi neticesinde yapılmaktadır. Bu durum ülke ekonomilerinde büyümenin yavaşlamasına sebep olabilecektir. Bu nedenle savunma harcamalarının ekonomik büyüme üzerindeki etkisini araştırmak önemli olacaktır. Çalışmadan daha sağlıklı sonuçlar elde edebilmek ve değişkenler arasındaki heterojenliği azaltmak için serilerin logaritmaları alınmıştır. Buradan hareketle çalışmanın modeli denklem (1) deki gibi oluşturulmuştur.

$$\ln ME_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 \ln GDP_{it} + \alpha_2 \ln UNEM_{it} \quad (1)$$

Tablo 4 modelde kullanılan değişkenleri, değişkenlerin geniş tanımlarını ve kaynakların elde edildiği veri tabanlarını göstermektedir.

**Tablo 4:** Değişken Tanımı ve Kaynak Veri Tabanı

Değişkenler	Değişken Tanımı	Kaynak
Savunma Harcamaları (lnME)	Askeri harcamalar (sabit \$)	SIPRI
Ekonomik Büyüme (lnGDP)	GSYİH (sabit \$)	Dünya Bankası (WDI)
İşsizlik (lnUNM)	İşsizlik (toplam işgücünün yüzdesi)	Dünya Bankası (WDI)

Çalışmada kullanılan değişkenlere ait tanımlayıcı istatistikler tablo 5'te görülmektedir. Kullanılan veri setinin büyüklüğünün anlamlı sonuçlara ulaşabilmek açısından ve panel analizi gerçekleştirebilmek için yeterli düzeyde olduğu görülmektedir. Değişkenler arasındaki minimum değer in savunma harcamalarında, maksimum değer in ise ekonomik büyümede olduğu görülmektedir.

**Tablo 5:** Değişkenlere Ait Tanımlayıcı İstatistikler

	Obs.	Mean	Std. Dev.	Min.	Max.
lnME	308	4.7085	0.4272	3.9697	5.9371
lnGDP	308	12.2253	0.5154	11.1162	13.3310
lnUNEM	308	0.7610	0.1753	0.31175	1.1357

### 3.2. Ekonometrik Analiz

Çalışmada kullanılacak yönteme karar verilmesi açısından ilk olarak tanısıl testlerin uygulanması önemlidir. İktisadi karar birimlerinden birisinin almış olduğu bir karar, ekonomik şoka sebep olarak diğer karar birimlerinin davranış ve tercihlerini etkileyebilen bir bağımlılığa yol açmaktadır (Hsiao, 2007: 16). Bu sebeple zaman boyutunun sınırlı olduğu bir analizi gerçekleştirirken, bu şekilde ortaya çıkabilecek olan bir bağımlılığı dikkate almayan tahmin sonuçları tutarsızlığa yol açabilmektedir (Huang, 2008: 219). Öte yandan dünyadaki iş hacminin giderek büyümesi ülkeleri daha çok birbirine yakınlaştırmakta ve bağımlı hale getirmektedir. Bu noktada seriler ve analiz sonuçları bu durumdan etkilenebilmektedir. Bu seriler arasındaki bu etkiyi belirleyebilmek için yatay kesit bağımlılığı testi önemli olmaktadır. Bu açıdan yaklaşıldığında, yapılacak olan analizin ilk aşamasında değişkenlerin ve modelin yatay kesit bağımlılığını test etmek daha sağlıklı sonuçlar verecektir. Ayrıca bu test sonucundan hareketle çalışmada kullanılacak olan diğer yöntemlerin hangisi olacağına kararının verilmesi de kolaylaşacaktır.

Literatürde yatay kesit bağımlılığının varlığını analiz eden ilk test Breusch ve Pagan (1980) tarafından geliştirilen "LM" testidir. Bu test yöntemi yatay kesitin büyüklüğünün ( $N$ ),

zaman ( $T$ ) unsurundan daha küçük ( $T > N$ ) olması durumunda uygulanmaktadır (Pesaran, 2004: 4). Bu test yöntemi denklem (2)'deki eşitlik yoluyla hesaplanmaktadır.

$$LM = T \sum_{i=1}^{N-1} \sum_{j=i+1}^N \hat{\rho}_{ij}^2 \quad (2)$$

Pesaran (2004) tarafından daha küçük örneklemelere uygulanabilmek için geliştirmiş olan  $CD$  testi, ( $N > T$ ) olması durumlarında önerilmektedir (Pesaran, 2004: 5). Pesaran (2004) tarafından önerilen bu test yöntemi denklem (3) deki gibi hesaplanmaktadır.

$$CD = \sqrt{\frac{2T}{N(N-1)}} \sum_{i=1}^{N-1} \sum_{j=i+1}^N \hat{\rho}_{ij} \quad (3)$$

Son olarak Pesaran vd. (2008),  $LM_{adj}$  test tekniğini önermektedirler. Panel ve grup ortalamalarında meydana gelebilecek olan sapmaları ortadan kaldırabilmesi açısından bu test önemlidir.  $LM_{adj}$  testinin bir diğer avantajı kesit ve zaman olarak herhangi bir sınırlaması yoktur. Bu nedenle bu test yöntemi küçük örneklem grupları için de uygulanabilmektedir.  $LM_{adj}$  testi denklem (4) teki eşitlik ile hesaplanmaktadır.

$$LM_{adj} = \left( \frac{2}{N(N-1)} \right)^{\frac{1}{2}} \sum_{i=1}^{N-1} \sum_{j=i+1}^N \frac{(T-K)\hat{\rho}_{ij}^2 - \mu_{Tij}}{u_{Tij}} \quad (4)$$

Çalışmada yatay kesit bağımlılığının varlığını analiz edebilmek amacıyla uygulanmış olan  $LM$   $CD$  ve  $LM_{adj}$  testlerinin hipotezleri aşağıdaki şekildedir:

$H_0$  : yatay kesit bağımlılığı yoktur.

$H_1$  : yatay kesit bağımlılığı vardır.

Tablo 6'da yatay kesit bağımlılığının tespit edilmesinde uygulanan analiz sonuçları görülmektedir.

**Tablo 6:** Yatay Kesit Bağımlılığı Grup Sonuçları

Regresyon Modeli:		
$\ln ME_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 \ln GDP_{it} + \alpha_2 \ln UNEM_{it}$	<b>İstatistik</b>	<b>Olasılık (p-değeri)</b>
<b>Yatay Kesit Bağımlılığı Testi:</b>		
$LM$ (BP,1980)	128.4	0.000***
CD (Pesaran, 2004)	3.391	0.000***
$LM_{adj}$ (Pesaran vd., 2008)	18.6	0.000***

**Not:** \*, \*\*, \*\*\*, sırasıyla %10, %5 ve %1 de anlamlılık seviyelerini göstermektedir. İstatistikler "Stata 15" paket programı ile elde edilmiştir.

Tablo 6'daki yatay kesit bağımlılığı analiz sonuçlarını incelediğimizde eşbütünleşme denklemine göre LM testi, CD ve  $LM_{adj}$  testlerinin tamamında %0,01 anlamlılık düzeyinde  $H_0$  hipotezi reddedilmiştir ve seriler arasında yatay kesit bağımlılığının olduğu sonucuna ulaşılmıştır.

**Tablo 7:** Yatay Kesit Bağımlılığı Bireysel Sonuçları

Değişkenler	$CD_{LM}$ Testi İstatistiği	Olasılık (p-değeri)
<b>lnME</b>	20.063	0.000***
<b>lnGDP</b>	33.215	0.000***
<b>lnUNEM</b>	.003	0.998

Not: \*, \*\*, \*\*\*, sırasıyla %10, %5 ve %1 de anlamlılık seviyelerini göstermektedir. İstatistikler "Stata 15" paket programı ile elde edilmiştir.

Tablo 7'de ki bireysel olarak yatay kesit bağımlılığı sonuçlarını incelediğimizde sadece lnUNEM değişkeninde yatay kesit bağımlılığının söz konusu olmadığı görülmüştür. Öte yandan diğer değişkenlerde ve panelin genelinde yatay kesit bağımlılığı vardır. Panel genelinde yatay kesit bağımlılığının varlığı halinde ikinci nesil birim kök testlerinden olan CADF (Yatay Kesitsel Genişletilmiş Dickey-Fuller) testi Pesaran (2007) tarafından önerilmiştir. Bu test yöntemi  $T > N$  ve  $T < N$  olması durumlarının her ikisi için de uygulanabilme imkânı vermesi açısından önemlidir (Pesaran, 2007: 266-268). CADF test istatistiği denklem (5) ile hesaplanmaktadır.

$$\Delta y_{it} = a_i + b_i y_{i,t-1} + c_i \bar{y}_{t-1} + d_i \Delta \bar{y}_t + e_{it} \quad (5)$$

CADF birim kök analizinde hipotezler işe şu şekildedir.

$$H_0: \beta_i = 0 \text{ seriler arasında herhangi bir durağanlık yoktur.}$$

$$H_1: \beta_i = 1 \text{ seriler arasında durağanlık vardır.}$$

Tablo 8'de CADF birim kök testinin sonuçları gösterilmiştir. Birim kök testi sonuçlarına göre savunma harcamaları seviyede durağan iken, GSYİH ve işsizlik değişkenlerinin I(1)'de durağan hale geldiği görülmüştür.

**Tablo 8.** Panel Birim Kök (CADF) Analiz Sonuçları

Değişkenler	CADF P-değeri	CADF Z[t-bar]	CADF Sonuç
lnME	0.086*	-1.368	I(0)
lnGDP	0.137	-1.096	-
d.lnGDP	0.003**	-2.722	I(1)
lnUNM	0.244	-0.692	-
d.lnUNEM	0.072*	-1.461	I(1)

**Not:** \*, \*\*, \*\*\*, sırasıyla %10, %5 ve %1 de anlamlılık seviyelerini göstermektedir. Sabitli model kullanılmıştır. Gecikme uzunlu 4 olarak belirlenmiştir. İstatistikler “Stata 15” paket programı ile elde edilmiştir.

Birim kök testinden sonra modeldeki değişkenlerin eğim katsayılarının homojenliği incelenmiştir. Eğim katsayılarının homojen veya heterojen olması kullanılacak yöntemi belirlemede kullanılmaktadır.

Swamy (1970)’nin eğim katsayılarının homojenliğini tespit edebilmek için geliştirdiği “Swamy’s Testi”, bireysel eğim tahminlerine dayanmaktadır. Swamy testi, ( $N < T$ ) olduğu panellerde uygulanabilen ve kesitlerarası heterojenliğe izin verebilen bir test yöntemidir (Pesaran ve Yamagata, 2007: 5). Bu test yöntemi daha sonra Pesaran ve Yamagata (2008) tarafından Delta ( $\Delta$ ) test şekline dönüştürülmüştür (Pesaran, Yamagata, 2008: 54-55). Yeni geliştirilen bu teste göre;  $Y_{it} = \alpha + \beta_i X_{it} + \epsilon_{it}$  şeklindeki eşbütünleşme denkleminde  $\beta_i$  eğim katsayısını temsil etmektedir.  $\Delta$  testini sınamak için kullanılan hipotezler şu şekildedir;

$$H_0: \beta_i = \beta, \text{ eğim katsayıları homojendir.}$$

$$H_1: \beta_i \neq \beta_j, \text{ eğim katsayıları homojen değildir.}$$

Ayrıca Pesaran ve Yamagata (2008) geliştirdikleri bu yöntem ile yukarıdaki hipotezleri test edebilmek amacıyla daha büyük paneller ve kısa paneller için Denklem (6) ve (7)’deki eşitlikleri geliştirmiştir.

$$\text{Daha fazla sayıda gözlemden yararlanabilmek için; } \hat{\Delta} = \sqrt{N} \left( \frac{N^{-1} \hat{S} - k}{\sqrt{2k}} \right) \quad (6)$$

$$\text{Daha küçük numunelerde kullanmak için; } \tilde{\Delta}_{adj} = \sqrt{N} \left( \frac{N^{-1} \hat{S} - k}{\sqrt{2k}} \right) \quad (7)$$

Eşitliklerde  $N$  yatay kesiti,  $S$ , Swamy test istatistiğini ifade ederken  $k$  ise açıklayıcı değişkenlerin sayısını temsil etmektedir (Pesaran, Yamagata, 2008: 52-57). Buradan hareketle çalışmada uygulanan homojenlik testlerine ilişkin sonuçlar Tablo 9’da gösterilmiştir. Panelin geneli için yapılan homojenlik testi sonuçlarına göre hem Delta ( $\Delta$ ) hem de Delta ( $\Delta_{adj}$ ) test istatistiklerinin %0.01’de anlamlı olduğu görülmüştür. Buna göre  $H_0$  hipotezi

reddedilmiş ve serilerin eğim katsayılarının heterojen olduğu sonucuna ulaşılmıştır. Bu sonuca göre çalışmanın modelindeki ilişkinin yönü ülkelere göre farklılaşmıştır.

**Tablo 9:** Homojenlik Testi Sonuçları

	Panel	
	İstatistik	Olasılık (p-değeri)
$\Delta$	22.002	0.000***
$\Delta_{adj}$	23.765	0.000***

**Not:** \*, \*\*, \*\*\*, sırasıyla %10, %5 ve %1 de anlamlılık seviyelerini göstermektedir.

Seriler arasında eşbütünleşmenin varlığını belirleyebilmek için literatürde önerilen ve kullanılan yöntemlerden birisi Westerlund (2008) tarafından geliştirilmiş olan Durbin-Hausman panel eşbütünleşme testi yöntemidir. Bu test seriler arasında yatay kesit bağımlılığının söz konusu olduğu varsayımı altında uzun dönem ilişkiyi araştırmaktadır. Bunun yanı sıra bu test serilerin eşbütünleşme derecelerine ait ön bilgiyi dikkate almamakta ve ortak faktörleri dikkate almaktadır. Bu testin uygulanabilmesi için bağımlı değişkenin I(1) olması gerekmektedir birlikte bağımsız değişkenlerin I(1) ya da I(0) olması durumu vardır (Altıntaş ve Mercan, 2015: 365). Bu teste ait hipotezler şöyledir:

$H_0$ : Seriler arasında eşbütünleşme ilişkisi yoktur.

$H_1$ : Seriler arasında eşbütünleşme ilişkisi vardır.

Durbin-Hausman test yönteminde iki test istatistiği hesaplanmaktadır. Bunlardan Dh-p istatistiği serilerin homojen olduğu varsayımına dayanırken Dh-g ise serilerin heterojen olduğu varsayımına dayanmaktadır.

**Tablo 10:** Westerlund (2008) Durbin\_h Eşbütünleşme Testi

Test	İstatistik	Kritik Değerler	Anlamlılık Düzeyi
<b>Westerlund Durbin_h Testi</b> ( $H_0$ : eşbütünleşme yoktur)		1.28	10%
		1.645	5%
<b>Dh_g</b>	91.707	2.333	1%
<b>Dh_p</b>	2.350		

Tablo 10'da ki analiz sonuçlarını incelediğimizde, seriler arasındaki eğim katsayılarının heterojen olduğu tespit edildiğinden Dh\_g değeri dikkate alınmıştır. Dh\_g istatistik değeri tablo kritik değerlerinden daha büyük olduğu için  $H_0$  hipotezi reddedilmiş ve değişkenler arasında uzun dönemli bir ilişki olduğu tespit edilmiştir.

Panelin heterojen olması dolayısıyla seriler arasındaki ilişkinin yönünü belirleyebilmek için heterojen panellere uygulanan Dumitrescu-Hurlin (2012) panel nedensellik testinin uygulanmasına karar verilmiştir. Ayrıca bu testin gerçekleştirilebilmesi için ön koşul serilerin tamamının I(0) olmasıdır. Bu nedenle çalışmamızda I(1) olan değişkenlerin hepsinin farkı alınmış ve I(0) haline getirilmiştir.

Standart nedensellik testleri, heterojen panel veri modellerinde kesitsel sonuçlar vermektedir. Bu nedenle, Dumitrescu ve Hurlin (2012) Granger (1969) nedenselliğini heterojen panel veri modellerinde test etmek için denklem (8) deki gibi gösterilen bir nedensellik testi önermektedir (Aslan ve Topçu, 2018:8):

$$y_{it} = \alpha_i + \sum_{k=1}^K \gamma_i^{(k)} y_{i,t-k} + \sum_{k=1}^K \beta_i^{(k)} x_{i,t-k} + \varepsilon_{i,t} \quad (8)$$

Bu test yönteminde “ $\beta_i$ ’lerin tamamının sifıra eşit olduğu” varsayımı geçerlidir. Öte yandan panelin tamamında X değişkeninden Y değişkenine doğru bir nedensellik olmadığı yani homojen panel nedenselliğin bulunmadığı ifade edilmektedir. Bu testin temel hipotezinde homojenlik var iken alternatif hipotez de ise modelde heterojenlik vardır. Bu test yönteminde hipotezler aşağıdaki şekilde oluşturulmaktadır.

$H_0: \beta_i = 0 \rightarrow$  tüm birimlerde X değişkeninden Y değişkenine nedensellik yoktur.

$H_1: \beta_i = 0$  ya da  $\beta_i \neq 0 \rightarrow$  bazı birimlerde X değişkeninden Y değişkenine nedensellik yoktur (Dumitrescu ve Hurlin, 2012: 5-6-7).

Yöntemde temel hipotezi belirleyebilmek için Wald test istatistiği yorumlanmaktadır. Bunu gerçekleştirebilmek amacıyla her bir birimde nedensellik testi yapılan Wald test istatistiklerinin ortalamaları alınmaktadır. Bu durum denklem (9) ile gösterilmektedir;

$$\bar{W}_{N,T} = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N W_{i,T} \quad (9)$$

Eşitlikteki  $W_{i,T}$ , i. birimin  $H_0 = \beta_i = 0$  hipotezinin test edilebilmesi için birimlere ait Wald test istatistiğini göstermektedir.

**Tablo 11:** Model 1 Dumitrescu ve Hurlin Heterojen Panel Nedensellik Testi Sonuçları

H <sub>0</sub> Hipotezi	W-bar	Z-bar	Olasılık (p-değeri)
<b>dlnGDP → dlnUNEM</b>	1.3944	0.9249	0.355
<b>dlnUNEM → dlnGDP</b>	0.4185	-1.3638	0.172

**Not:** \*, \*\*, \*\*\*, sırasıyla %10, %5 ve %1 de anlamlılık seviyelerini göstermektedir. Gecikme uzunluğu AIC’e bilgi kriterine göre belirlenmiş ve 1 olarak seçilmiştir.

Tablo 11’de GSYİH ile işsizlik arasındaki nedensellik ilişkisi gösterilmiştir. Olasılık değeri (P), %0.05 ten büyük olduğundan her iki durumda da  $H_0$  hipotezi kabul edilmiştir. Hem

GSYİH'den işsizliğe doğru hem de işsizlikten GSYİH doğru nedensellik ilişkisi söz konusu değildir.

**Tablo 12:** Model 2 Dumitrescu ve Hurlin Heterojen Panel Nedensellik Testi Sonuçları

H <sub>0</sub> Hipotezi	W-bar	Z-bar	Olasılık (p-değeri)
<u>dlnUNEM → lnME</u>	12.7548	6.4673	0.000***
<u>lnME → dlnUNEM</u>	15.6620	7.6780	0.000***

**Not:** \*, \*\*, \*\*\*, sırasıyla %10, %5 ve %1 de anlamlılık seviyelerini göstermektedir. Gecikme uzunluğu AIC'e bilgi kriterine göre belirlenmiş ve 6 olarak seçilmiştir.

Tablo 12'de Savunma harcamaları ile işsizlik arasındaki nedensellik ilişkisi gösterilmiştir. Olasılık değeri (P), %0.05 ten küçük olduğundan her iki durumda da H<sub>1</sub> hipotezi kabul edilmiştir. Buradan hareketle hem savunma harcamalarından işsizliğe hem de işsizlikten savunma harcamalarına doğru nedensellik ilişkisi tespit edilmiştir. Buradan hareketle savunma harcamaları ile işsizlik arasında çift taraflı nedensellik ilişkisi doğrulanmıştır.

**Tablo 13:** Model 3 Dumitrescu ve Hurlin Heterojen Panel Nedensellik Testi Sonuçları

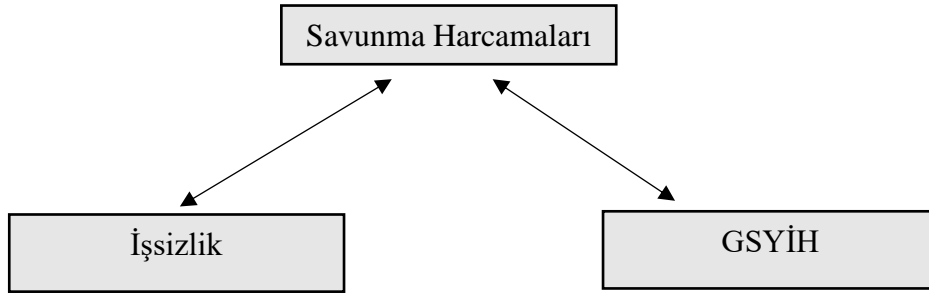
H <sub>0</sub> Hipotezi	W-bar	Z-bar	Olasılık (p-değeri)
<u>lnME → dlnGDP</u>	9.3998	2.1272	0.033**
<u>dlnGDP → lnME</u>	12.2732	4.6742	0.000***

**Not:** \*, \*\*, \*\*\*, sırasıyla %10, %5 ve %1 de anlamlılık seviyelerini göstermektedir. Gecikme uzunluğu AIC'e bilgi kriterine göre belirlenmiş ve 7 olarak seçilmiştir.

Tablo 13'te Savunma harcamaları ile GSYİH arasındaki nedensellik ilişkisi gösterilmiştir. Olasılık değeri (P), %0.05 ten küçük olduğundan her iki durumda da H<sub>1</sub> hipotezi kabul edilmiştir. Buradan hareketle hem savunma harcamalarından GSYİH'ye hem de GSYİH'den savunma harcamalarına doğru nedensellik ilişkisi bulunmuştur. Buradan hareketle savunma harcamaları ile GSYİH arasında çift taraflı nedensellik ilişkisi doğrulanmıştır. Şekil 1'de çalışmada uygulanan Dumitrescu ve Hurlin nedensellik testi sonucunda elde edilen değişkenler arasındaki ilişkilerin yönü şematik olarak gösterilmektedir.



Şekil 1. Değişkenler Arasındaki Nedensellik İlişkisinin Şematik Olarak Gösterimi



Hatemi-J (2012) tarafından geliştirilmiş olan ve panel analizi kullanılan çalışmalarda nedensellik ilişkisinin test edilmesinde tercih edilen bu yöntem asimetrik ilişkileri incelemektedir. Hatemi-J (2012) değişkenler arasında var olan nedensellik ilişkisini pozitif ve negatif şoklar üzerinden açıklamaktadır. Aynı zamanda bu şokların nedensellik üzerinde farklı etkiler ortaya çıkarabileceği varsayımını dikkate almaktadır. Bu yöntemde pozitif ve negatif şoklar, iki ayrı Wald istatistik sonuçlarına ve bootstrap dağılımına göre analiz edilmektedir. Ayrıca bu yöntem panel için yatay kesit bağımlılığı ve heterojenlik söz konusu olduğunda uygulanabilmektedir (Hatemi-j, 2012:451). Bu yöntem serilerin sadece birbirleri üzerindeki etkisinin yönünü değil, etkinin işaretini de tartışmaktadır. Bu açıdan düşünüldüğünde bu yöntem daha kullanışlıdır (Özmen, 2022: 176). Testin hipotezleri aşağıdaki şekilde oluşturulmaktadır.

$H_0$ : değişkenler arasında nedensellik ilişkisi yoktur.

$H_1$ : değişkenler arasında nedensellik ilişkisi vardır.

Hatemi-J (2012) yöntemi sonucunda elde edilen asimetrik nedensellik sonuçları Tablo 14'te gösterilmektedir.

**Tablo 14:** Hatemi-J Asimetrik Nedensellik Testi Sonuçları

Ülkeler	Hipotez (Ho)	Test İstatistiği (MWald)	Olasılık (p-değeri)	Hipotez (Ho)	Test İstatistiği (MWald)	Olasılık (p-değeri)
ABD	$\ln ME^+ \nrightarrow \ln GDP^+$	2.063	0.151	$\ln ME^+ \nrightarrow \ln UNEM^+$	0.486	0.486
	$\ln ME^+ \nrightarrow \ln GDP^-$	13.555***	0.000	$\ln ME^+ \nrightarrow \ln UNEM^-$	4.392**	0.036
	$\ln ME^- \nrightarrow \ln GDP^-$	1.349	0.245	$\ln ME^- \nrightarrow \ln UNEM^-$	0.604	0.437
	$\ln ME^- \nrightarrow \ln GDP^+$	9.699***	0.002	$\ln ME^- \nrightarrow \ln UNEM^+$	11.012***	0.001
Çin	$\ln ME^+ \nrightarrow \ln GDP^+$	1.396	0.237	$\ln ME^+ \nrightarrow \ln UNEM^+$	0.507	0.477
	$\ln ME^+ \nrightarrow \ln GDP^-$	12.903***	0.000	$\ln ME^+ \nrightarrow \ln UNEM^-$	7.257***	0.007
	$\ln ME^- \nrightarrow \ln GDP^-$	1.398	0.237	$\ln ME^- \nrightarrow \ln UNEM^-$	0.523	0.470
	$\ln ME^- \nrightarrow \ln GDP^+$	7.456***	0.006	$\ln ME^- \nrightarrow \ln UNEM^+$	7.137***	0.008
Hindistan	$\ln ME^+ \nrightarrow \ln GDP^+$	1.166	0.280	$\ln ME^+ \nrightarrow \ln UNEM^+$	0.321	0.571
	$\ln ME^+ \nrightarrow \ln GDP^-$	1.131	0.288	$\ln ME^+ \nrightarrow \ln UNEM^-$	1.654	0.198
	$\ln ME^- \nrightarrow \ln GDP^-$	0.004	0.950	$\ln ME^- \nrightarrow \ln UNEM^-$	2.923*	0.087
	$\ln ME^- \nrightarrow \ln GDP^+$	3.387**	0.066	$\ln ME^- \nrightarrow \ln UNEM^+$	0.077	0.782
Rusya	$\ln ME^+ \nrightarrow \ln GDP^+$	0.925	0.336	$\ln ME^+ \nrightarrow \ln UNEM^+$	1.068	0.301
	$\ln ME^+ \nrightarrow \ln GDP^-$	0.403	0.526	$\ln ME^+ \nrightarrow \ln UNEM^-$	22.241***	0.000
	$\ln ME^- \nrightarrow \ln GDP^-$	2.050	0.152	$\ln ME^- \nrightarrow \ln UNEM^-$	0.007	0.932
	$\ln ME^- \nrightarrow \ln GDP^+$	63.374***	0.000	$\ln ME^- \nrightarrow \ln UNEM^+$	12.116***	0.001

**Tablo 14:** Hatemi-J Asimetrik Nedensellik Testi Sonuçları (Devam)

Ülkeler	Hipotez (Ho)	Test İstatistiği (MWald)	Olasılık (p-değeri)	Hipotez (Ho)	Test İstatistiği (MWald)	Olasılık (p-değeri)
İngiltere	$\ln ME^+ \neq \ln GDP^+$	0.854	0.355	$\ln ME^+ \neq \ln UNEM^+$	0.000	0.999
	$\ln ME^+ \neq \ln GDP^-$	11.623***	0.001	$\ln ME^+ \neq \ln UNEM^-$	5.651**	0.017
	$\ln ME^- \neq \ln GDP^-$	0.179	0.672	$\ln ME^- \neq \ln UNEM^-$	1.163	0.281
	$\ln ME^- \neq \ln GDP^+$	0.000	0.985	$\ln ME^- \neq \ln UNEM^+$	9.841***	0.002
S. Arabistan	$\ln ME^+ \neq \ln GDP^+$	0.568	0.451	$\ln ME^+ \neq \ln UNEM^+$	0.111	0.739
	$\ln ME^+ \neq \ln GDP^-$	2.600	0.107	$\ln ME^+ \neq \ln UNEM^-$	0.112	0.737
	$\ln ME^- \neq \ln GDP^-$	2.339	0.126	$\ln ME^- \neq \ln UNEM^-$	0.298	0.585
	$\ln ME^- \neq \ln GDP^+$	0.296	0.587	$\ln ME^- \neq \ln UNEM^+$	1.525	0.217
Almanya	$\ln ME^+ \neq \ln GDP^+$	0.439	0.508	$\ln ME^+ \neq \ln UNEM^+$	1.540	0.215
	$\ln ME^+ \neq \ln GDP^-$	0.794	0.373	$\ln ME^+ \neq \ln UNEM^-$	4.429**	0.035
	$\ln ME^- \neq \ln GDP^-$	0.702	0.402	$\ln ME^- \neq \ln UNEM^-$	0.576	0.448
	$\ln ME^- \neq \ln GDP^+$	0.672	0.412	$\ln ME^- \neq \ln UNEM^+$	3.411**	0.065
Fransa	$\ln ME^+ \neq \ln GDP^+$	1.130	0.288	$\ln ME^+ \neq \ln UNEM^+$	0.084	0.772
	$\ln ME^+ \neq \ln GDP^-$	973.246***	0.000	$\ln ME^+ \neq \ln UNEM^-$	1.626	0.202
	$\ln ME^- \neq \ln GDP^-$	0.215	0.643	$\ln ME^- \neq \ln UNEM^-$	0.187	0.665
	$\ln ME^- \neq \ln GDP^+$	1.395	0.238	$\ln ME^- \neq \ln UNEM^+$	3.073*	0.080
Japonya	$\ln ME^+ \neq \ln GDP^+$	0.554	0.457	$\ln ME^+ \neq \ln UNEM^+$	0.459	0.498
	$\ln ME^+ \neq \ln GDP^-$	3.513**	0.061	$\ln ME^+ \neq \ln UNEM^-$	0.685	0.408
	$\ln ME^- \neq \ln GDP^-$	0.689	0.407	$\ln ME^- \neq \ln UNEM^-$	0.682	0.409
	$\ln ME^- \neq \ln GDP^+$	7.306***	0.007	$\ln ME^- \neq \ln UNEM^+$	19.063***	0.000

**Tablo 14:** Hatemi-J Asimetrik Nedensellik Testi Sonuçları (Devam)

Ülkeler	Hipotez (H <sub>0</sub> )	Test İstatistiği (MWald)	Olasılık (p-değeri)	Hipotez (H <sub>0</sub> )	Test İstatistiği (MWald)	Olasılık (p-değeri)
G. Kore	$\ln ME^+ \neq \ln GDP^+$	0.090	0.764	$\ln ME^+ \neq \ln UNEM^+$	0.095	0.758
	$\ln ME^+ \neq \ln GDP^-$	3.157*	0.076	$\ln ME^+ \neq \ln UNEM^-$	791.267***	0.000
	$\ln ME^- \neq \ln GDP^-$	0.360	0.548	$\ln ME^- \neq \ln UNEM^-$	0.030	0.863
	$\ln ME^- \neq \ln GDP^+$	4.905**	0.027	$\ln ME^- \neq \ln UNEM^+$	0.870	0.351
Türkiye	$\ln ME^+ \neq \ln GDP^+$	0.006	0.938	$\ln ME^+ \neq \ln UNEM^+$	0.324	0.570
	$\ln ME^+ \neq \ln GDP^-$	0.348	0.555	$\ln ME^+ \neq \ln UNEM^-$	0.228	0.633
	$\ln ME^- \neq \ln GDP^-$	1.000	0.317	$\ln ME^- \neq \ln UNEM^-$	0.117	0.733
	$\ln ME^- \neq \ln GDP^+$	0.138	0.710	$\ln ME^- \neq \ln UNEM^+$	251.680***	0.000

**Not:** \*, \*\*, \*\*\*, sırasıyla %10, %5 ve %1 de anlamlılık seviyelerini göstermektedir.  $\neq$  nedeni değildir şeklindeki H<sub>0</sub> hipotezini temsil etmektedir. Hannan-Quinn (HQC) bilgi kriteri kullanılmıştır.

Tablo 14'teki savunma harcaması ile ekonomik büyüme değişkenleri arasındaki Hatemi-J asimetrik nedensellik testi sonuçlarını incelediğimizde; savunma harcamalarında meydana gelen bir pozitif şokun çalışma örneklem grubunda yer alan ülkelerin hiç birisinin ekonomik büyümesinde pozitif bir şok oluşturmadığı görülmektedir. Savunma harcamalarında meydana gelen bir pozitif şokun ise ABD, Çin, İngiltere, Fransa, Japonya ve G.Kore'nin ekonomik büyümesi üzerinde negatif bir şoka neden olduğu sonucuna ulaşılmaktadır. Bu ülkelerde savunma harcamaları pozitif şokundan ekonomik büyüme negatif şokuna doğru bir nedensellik vardır. Öte yandan savunma harcamaları negatif şoku ile ekonomik büyüme negatif şoku arasında bir nedensellik söz konusu değildir. Son olarak savunma harcamalarında meydana gelen bir negatif şokun ABD, Çin, Hindistan, Rusya, Japonya ve G. Kore'nin ekonomik büyümesinde pozitif bir şoka yol açtığı tespit edilmiştir. Bu ülkelerde savunma harcaması negatif şoku ile ekonomik büyüme pozitif şoku arasında nedensellik vardır.

Savunma harcaması ile İşsizlik arasındaki Hatemi-J asimetrik nedensellik testi sonuçlarını incelediğimizde; savunma harcamalarında meydana gelen bir pozitif şokun çalışma örneklem grubunda yer alan ülkelerin hiç birisinde İşsizlik değişkeni üzerinde pozitif bir şok oluşturmadığı görülmüştür. Savunma harcamalarında meydana gelen bir pozitif şokun ise ABD, Çin, Rusya, İngiltere, Almanya ve G.Kore'nin İşsizlik oranları üzerinde negatif bir

şoka neden olduğu sonucuna ulaşılmaktadır. Bu ülkelerde savunma harcamalarındaki pozitif şoklar, işsizlik oranları üzerindeki negatif şokların nedenidir. Öte yandan savunma harcamalarındaki negatif şokların işsizlik üzerindeki negatif etkisi yalnızca Hindistan’da söz konusudur. Son olarak savunma harcamalarında meydana gelen bir negatif şokun ABD, Çin, Rusya, İngiltere, Almanya, Fransa, Japonya ve Türkiye’de İşsizlik oranları üzerinde pozitif bir şoka yol açtığı tespit edilmiştir. Bu ülkelerde savunma harcaması negatif şoku ile işsizlik oranları pozitif şoku arasında nedensellik vardır. Tablo 15’te değişkenler arasındaki nedensellik ilişkisi sonuçlarının özetine yer verilmektedir.

**Tablo 15:** Özetlenmiş Hatemi-j Asimetrik Nedensellik Testi Sonuçları

Hipotezler	Nedensellik İlişkisi	Nedensellik İlişkisi Bulunan Ülkeler
Savunma Harcaması ile Ekonomik Büyüme	$\ln ME^+ \Rightarrow \ln GDP^+$	Herhangi bir nedensellik ilişkisi olan ülke söz konusu değildir.
	$\ln ME^+ \Rightarrow \ln GDP^-$	ABD, Çin, İngiltere, Fransa, Japonya ve G.Kore
	$\ln ME^- \Rightarrow \ln GDP^-$	Herhangi bir nedensellik ilişkisi olan ülke söz konusu değildir.
	$\ln ME^- \Rightarrow \ln GDP^+$	ABD, Çin, Hindistan, Rusya, Japonya ve G. Kore
Savunma Harcaması ile İşsizlik	$\ln ME^+ \Rightarrow \ln UNEM^+$	Herhangi bir nedensellik ilişkisi olan ülke söz konusu değildir.
	$\ln ME^+ \Rightarrow \ln UNEM^-$	ABD, Çin, Rusya, İngiltere, Almanya ve G.Kore
	$\ln ME^- \Rightarrow \ln UNEM^-$	Hindistan
	$\ln ME^- \Rightarrow \ln UNEM^+$	ABD, Çin, Rusya, İngiltere, Almanya, Fransa, Japonya ve Türkiye

#### 4. Sonuç ve Öneriler

Dünyada artan küreselleşme ile birlikte her ne kadar ülkeler arasında ticaret hacimleri artarak ekonomik iyileşme görülse bile, ülkeler arasındaki sınırların giderek ortadan kalkması bir tehdit unsuru olarak da görülmeye başlamıştır. Bu nedenle ülkeler bütçelerini planlarken savunma harcamalarının payını sürekli olarak artırmaya başlamışlardır. Savunma harcamalarının bütçedeki payının büyümesi makroekonomik göstergelerin bu durumdan etkilenmesine yol açmıştır. Öte yandan bu alanda harcanan büyük bütçeler kalkınmayı artıracak olan eğitim, sağlık, ar-ge vs. alanlara olan yatırımların önünde engel oluşturmuştur. Bu alanlarda yatırımlarda meydana gelen azalma ise istihdam miktarlarının azalmasına ve nitelikli personelin yetişmesini engelleyici bir unsur olmuştur. Öte yandan temel iktisat argümanlarından Klasik iktisadi düşünceye göre kamu harcamalarındaki artış üretimi negatif olarak etkilemekte bu

durum ise işsizliğe yol açmaktadır. Savunma harcamalarının da temel kamu harcamaları kalemlerinden birisi olduğu düşünülürse, bu düşünceye göre savunma harcamalarının işsizliğe yol açtığı tezi savunulabilmektedir. Keynesyen görüş ise kamu harcamalarının istihdamı artırarak işsizliği azaltacağı görüşünü savunmaktadır. Buradan hareketle hükümetlerin savunma harcamalarını artırması yan sanayi sektörlerde gelişmeyle işsizliği azaltacaktır. En nihayetinde her iki temel görüşten hareketle savunma harcamaları ile işsizlik değişkenleri arasında ilişki olduğu tespitini yapmak mümkün olabilecektir.

Literatürde daha çok savunma harcamalarının ekonomik büyüme üzerindeki etkini araştıran çalışmalar olmakla birlikte, son dönemlerde işsizlik üzerindeki etkisini inceleyen çalışmaların da arttığı görülmektedir. Savunma harcamalarının işsizlik üzerindeki etkisi ülke grubu, çalışılan yöntem ve zamana göre farklılaşmaktadır. Bu çalışmada en çok savunma harcamasına sahip olan ilk on ülke ve Türkiye’de 1923-2020 yıllarını kapsayan dönemde savunma harcamalarının işsizlik üzerindeki etkisi araştırılmaktadır. Ayrıca savunma harcamalarının ekonomik büyüme üzerindeki etkisi de çalışmada incelenmektedir. Çalışmada ilk olarak Dumitrescu-Hurlin Panel Nedensellik Testi kullanılarak değişkenler arasındaki ilişki tespit edilmeye çalışılmaktadır. Dumitrescu-Hurlin Panel Nedensellik Testi sonucunda elde edilen bulgular literatürle uyumlu bir şekilde savunma harcamaları ile işsizlik ve ekonomik büyüme arasında çift taraflı nedensellik ilişkisi olduğunu göstermektedir. Değişkenler arasındaki nedensellik ilişkisini belirleyebilmek için Hatemi-J (2012) tarafından önerilen asimetrik nedensellik testi ikinci bir yöntem olarak uygulanmaktadır. Bu test sonucunda çalışmanın örneklem grubunun her birisi için ayrı ayrı sonuçlar elde edilmektedir. Analiz sonuçları literatürle uyumlu ve Dumitrescu-Hurlin panel nedensellik testi sonuçlarını destekler nitelikte olup, değişkenler arasındaki nedensel ilişkiyi doğrulamaktadır.

Hatemi-J (2012) tarafından önerilen asimetrik nedensellik testi sonucu elde edilen bulgular, savunma harcamalarında meydana gelen bir pozitif şokun ABD, Çin, İngiltere, Fransa, Japonya ve G.Kore’nin ekonomik büyümesi üzerinde negatif bir şoka neden olduğu sonucunu göstermektedir. Bu ülkelerde savunma harcamaları pozitif şokundan ekonomik büyüme negatif şokuna doğru bir nedensellik vardır. Ayrıca savunma harcamalarında meydana gelen bir negatif şokun ABD, Çin, Hindistan, Rusya, Japonya ve G. Kore’nin ekonomik büyümesinde pozitif bir şoka yol açtığı tespit edilmiştir. Bu ülkelerde savunma harcaması negatif şoku ile ekonomik büyüme pozitif şoku arasında nedensellik vardır.

Savunma harcaması ile İşsizlik arasındaki Hatemi-J asimetrik nedensellik testi sonuçlarını incelediğimizde ise sonuçların militarist keynesyenlerin ve muhafazakâr iktisadi düşüncülerin görüşlerini destekler nitelikte olduğu görülmektedir. Aynı zamanda elde edilen sonuçlar literatürü desteklemektedir (Smith (1978), Abell (1990), Yıldırım ve Sezgin (2003),

Huang ve Kao (2005), Üçler (2017), Canbay ve Mercan (2020)). Savunma harcamalarında meydana gelen bir pozitif şokun ABD, Çin, Rusya, İngiltere, Almanya ve G.Kore'nin İşsizlik oranları üzerinde negatif bir şoka neden olduğu sonucuna ulaşılmaktadır. Bu ülkelerde savunma harcamalarındaki pozitif şokların işsizlik oranları üzerindeki negatif şokların nedeni- dir. Öte yandan savunma harcamalarındaki negatif şokların İşsizlik üzerindeki negatif etki- si yalnızca Hindistan'da söz konusudur. Son olarak savunma harcamalarında meydana gelen bir negatif şokun ABD, Çin, Rusya, İngiltere, Almanya, Fransa, Japonya ve Türkiye'de İş- sizlik oranları üzerinde pozitif bir şoka yol açtığı tespit edilmiştir. Bu ülkelerde savunma harcaması negatif şoku ile işsizlik oranları pozitif şoku arasında nedensellik söz konusudur.

Ülkelerin iç ve dış güvenliklerini sağlayabilmek amacıyla her geçen yıl savunma harca- malarını artırdığı bilinmektedir. Sanayi alanında yapılan harcamaların küresel anlamda rakip ülkeleri caydırıcılığında daha çok, ülkelerin makroekonomik değişkenlerini iyileştirici bir unsur olarak değerlendirilmesi önemli olacaktır. Savunma harcamalarındaki yatırımların ihra- catı artıracak ve katma değeri yüksek olan ürünlere yönlendirilmesi gerekmektedir. Bu du- rum ülkelerin ar-ge faaliyetlerini arttığı gibi, sağlayacağı teknolojik iyileşme ile ekonomik büyümeye katkı yapabilecek ve istihdam artışlarına yol açacaktır. Ayrıca ülkeler öğrendikleri bu yeni teknolojileri kullanarak savunma harcamalarındaki dışa bağımlılığını azaltacak olan tersine inovasyon faaliyetlerini hızlandırmalı, savunma sanayiinde kendi markalarını ürete- bilecekleri bir sistemi kurmaları önemli olacaktır. Bunun yanı sıra savunma harcama büyük- lüğündeki dengenin iyi kurularak, bu alandaki harcamaların eğitim, sağlık vs. diğer alanlar- daki büyümeyi engelleyici olmaktan çok teşvik edici olması sağlanmalıdır.

### **Kaynakça**

- Abell, J. D. (1990). Defence spending and unemployment rates: an empirical analysis disaggregated by race. *Cambridge Journal of Economics*, 14(4), 405-419.
- Altıntaş, H., Mercan, M. (2015). Ar-Ge harcamaları ve ekonomik büyüme ilişkisi: OECD ülkeleri üzerine yatay kesit bağımlılığı altında panel eşbütünleşme analizi. *Ankara Üniversitesi SBF Dergisi*, 70(2), 345-376.
- Aslan, A., Topcu, E. (2018). The relationship between export and growth: Panel data evidence from Turkish sectors. *Economies*, 6(2), 22.
- Aydemir, A. F., Özdemir, D., Kabadayı, B., Emsen, Ö. S. (2016, August). G-20 Ülkelerinde İşsizlik ve Askeri Harcamalar Arasındaki İlişkiler. In 7th International Conference of Eurasian Economies (pp. 29-31).
- Azam, M., Khan, F., Zaman, K., Rasli, A. M. (2016). Military expenditures and unemployment nexus for selected South Asian countries. *Social indicators research*, 127(3), 1103-1117.
- Baltacı, N., Hayaloğlu, P. (2021). Savunma Harcamaları, Ekonomik Büyüme Ve Cari İşlemler Dengesi İlişkisi: Kırılgan Ülkeler Örneği. *Uluslararası İktisadi ve İdari İncelemeler Dergisi*, (31), 157-172.
- Breusch, T. S., Pagan, A. R. (1980). The Lagrange multiplier test and its applications to model specification in econometrics. *The review of economic studies*, 47(1), 239-253.
- Canbay, Ş., Mercan, D. (2020). Unemployment effects of military spending in Turkey. *Yaşar Üniversitesi E-Dergisi*, 15(60), 941-952.
- Ceyhan, T., Köstekçi, A. (2021). The Effect of Military Expenditures on Economic Growth and Unemployment: Evidence from Turkey. *Fırat Üniversitesi Sosyal Bilimler Dergisi*, 31(2), 913-928.
- Chester, E. (1978). Military spending and capitalist stability. *Cambridge Journal of Economics*, 2(3), 293-298.
- Dumitrescu, E. I., Hurlin, C. (2012). Testing for Granger non-causality in heterogeneous panels. *Economic modelling*, 29(4), 1450-1460.
- Dunne, P. (1990). The political economy of military expenditure: an introduction. *Cambridge Journal of Economics*, 14(4), 395-404.
- Dunne, P., Watson, D. (2000). Military expenditure and employment in South Africa. *Defence and peace economics*, 11(4), 587-596.



- Erdugan, F., Özçelik, Ö. (2020). Savunma harcamaları ve istihdam ilişkisi: Panel veri analizi. *Siyaset, Ekonomi ve Yönetim Araştırmaları Dergisi*, 8(2), 152-168.
- Granger, C. W. (1969). Investigating causal relations by econometric models and cross-spectral methods. *Econometrica: journal of the Econometric Society*, 424-438.
- Hsiao, C. (2007). Panel Data Analysis Advantages And Challenges Test, 16(1), 1-22.
- Huang, J. T., & Kao, A. P. (2005). Does defence spending matter to employment in Taiwan?. *Defence and Peace Economics*, 16(2), 101-115.
- Huang, X. (2008). "Panel Vector Autoregression Under Cross-Sectional Dependence". *The Econometrics Journal*, 11(2), 219-243.
- Kinsella, D. (1990) Defense spending and economic performance in the United States: a causal analysis. *Defence Economics* 1(4) 295–309.
- Korkmaz, S. (2015). The effect of military spending on economic growth and unemployment in Mediterranean countries. *International Journal of Economics and Financial Issues*, 5(1), 273-280.
- Lobont, O. R., Glont, O. R., Badea, L., Vatavu, S. (2019). Correlation of military expenditures and economic growth: lessons for Romania. *Quality & Quantity*, 53(6), 2957-2968.
- Malizard, J. (2014). Defense spending and unemployment in France. *Defence and Peace Economics*, 25(6), 635-642.
- Navarro, M.S. ve Cabello, M.V. (2015). The Causal Relationship between Military Spending and Unemployment in the EU 15. *Social Science Research Network*, erişim adresi: <http://ssrn.com/abstract=2550136>.
- Paul, S. (1996). Defence spending and unemployment rates: an empirical analysis for the OECD. *Journal of Economic Studies*.
- Pesaran, M. H., Ullah, A., Yamagata, T. (2008). A bias-adjusted LM test of error cross-section independence. *The Econometrics Journal*, 11(1), 105-127.
- Pesaran, M. H., Yamagata, T. (2008). Testing slope homogeneity in large panels. *Journal of econometrics*, 142(1), 50-93.
- Peseran, M. H., (2004). General Diagnostic Tests for Cross Section Dependence in Panels. *University of Cambridge Working Paper*, 0435.
- Qiong, L., Junhua, H. (2015). Military expenditure and unemployment in China. *Procedia Economics and Finance*, 30, 498-504.

- Özmen, İ. (2022). New Evidence from Government Debt and Economic Growth in Core and Periphery European Union Countries: Asymmetric Panel Causality. *Journal for Economic Forecasting*, (3), 167-187.
- SIPRI, (2021). Military Expenditure Database. Erişim: <https://www.sipri.org/databases/milex>.
- Silverberg, K. E. (2010). Defense spending as a mechanism for reducing US unemployment (Doctoral dissertation, Georgetown University).
- Smith, R. (1978). Military expenditure and capitalism: a reply. *Cambridge journal of Economics*, 2(3), 299-304.
- Swamy, P. A. (1970). Efficient inference in a random coefficient regression model. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 311-323.
- Sweezy, P. (1973). Comments on Szymanski's paper" Military spending and economic stagnation. *American Journal of Sociology*, 79(3), 709-710.
- Tang, J. H., Lai, C. C., Lin, E. S. (2009). Military expenditure and unemployment rates: Granger causality tests using global panel data. *Defence and Peace Economics*, 20(4), 253-267.
- Topal, M. H. (2018). Türkiye’de Askeri Harcama ve İşsizlik İlişkisi: Çoklu Yapısal Kırılmalar Altında Eşbütünleşme Analizi ve Zamanla Değişen Nedensellik. *ICPESS 2018 Proceedings Volume 2: Economic Studies*, 139.
- Üçler, G. (2017). Türkiye’de Savunma Harcamaları ve İşsizlik Oranları: 1980-2014 Dönemi İçin Ekonometrik Bir Analiz. *Journal of Yaşar University*, 12(46), 161-170.
- Westerlund, J. (2008). Panel cointegration tests of the Fisher effect. *Journal of Applied Econometrics*, 23(2), 193-233.
- Yildirim, J., Sezgin, S. (2003). Military expenditure and employment in Turkey. *Defence and Peace Economics*, 14(2), 129-139.
- Zhong, M., Chang, T., Tang, D. P., Wolde-Rufael, Y. (2015). The causal nexus between military spending and unemployment in the G7: a bootstrap panel causality test. *Defence and Peace Economics*, 26(6), 609-622.