

Savunma Harcamalarının Seçilmiş Makroekonomik Değişkenler Üzerine Etkisi: ARDL Sınır Testi Yaklaşımı*

The Impact of Defence Expenditures on Selected Macroeconomic Variables: An ARDL Bounds Testing Approach

Arş. Grv. Egemen İpek

Öz

Bu çalışmada GSMH büyüme oranı, enflasyon oranı, cari işlemler dengesinin GSMH'ye oranı gibi seçilmiş bazı makro ekonomik büyüklükler ile savunma harcamalarının GSMH'ye oranı arasındaki ilişki Türkiye ve İsrail için 1980-2012 dönemi üzerinden ARDL sınır testi yaklaşımı ile araştırılmıştır. Türkiye için ilgili değişkenler arasında uzun dönemli bir ilişki mevcut olmamasına rağmen kısa dönemde savunma harcamalarından enflasyon oranına doğru tek yönlü nedensellik ilişkisi bulunmuştur. İsrail için kurulan ARDL modeli çerçevesinde söz konusu değişkenler arasında eş bütünleşme ilişkisi bulunmuş ve bu model altında kısa ve uzun dönem katsayıları tahmin edilmiştir. Analiz sonucunda, savunma harcamalarının GSMH içindeki payı %1 artırıldığında uzun dönemde ekonomik büyüme oranını yaklaşık olarak % 0.36 oranında azalırken, enflasyon oranını ise % 0.30 oranında artmaktadır. Savaş yıllarının etkisinin yakalanabilmesi için kukla değişken kullanılmıştır. Beklenildiği gibi savaş dönemlerinde savunma harcamalarının GSMH içindeki payı %270 artmıştır. Son olarak her iki ülke için savunma harcamaları ile cari işlemler hesabının GSMH'ye oranı arasında ne kısa dönemde ne de uzun dönemde istatistiksel olarak anlamlı bir ilişki bulunmuştur.

Anahtar Kelimeler: Savunma Harcamaları; Makroekonomik Değişkenler; Sınır Testi; ARDL; Yapısal Kırılma

Abstract

In this study, the relationship between some selected macro economic variables such as GDP growth rate, inflation rate, current account balance in the rate of GDP and defense expenditures as a rate of GDP were investigated using the ARDL bound testing approach for Turkey and Israel for the period of 1980-2012. Although long run relationships do not exist between the interested variables in the case of Turkey, uni-directional causality relation from defense expenditure to inflation rate in the short term was found. A co-integration relation was found for interested variables for Israel under the ARDL framework and both short term and long term coefficients were estimated under this model. The results imply that a 1% increase in the rate of defense expenditures in GDP will decrease growth rate by approximately 0.36% and increase inflation rate by 0.30% in the long run. A dummy variable was used to capture the war year effects on Israel. As expected, the rate of defense expenditures in GDP increased 270% in the war period. Finally, neither a short term nor long term significant statistical relationship was found between current account balance in GDP and defense expenditures for both country cases.

Keywords: Defence Expenditure; Macroeconomic Variables; Bound Test; ARDL; Structural Breakdown

Arş. Grv. Egemen İpek, Karadeniz Teknik Üniversitesi İİBF İktisat Bölümü, eipek@ktu.edu.tr

* Bu çalışma 19-21 Haziran 2013 Anadolu Üniversitesi Uluslararası İktisat Kongresinde (EconAnadolu 2013) sunulan bildirinin gözden geçirilmiş ve geliştirilmiş halidir.

Giriş

2011 yılında Arap Baharı olarak bilinen ve Ortadoğu'da ülke yönetimlerinin yeniden şekillenmesine neden olan değişim rüzgârından sonra Türkiye, bölge ülkeleri için hem bir model olabilmek hem de bu değişim vesilesiyle bölge lideri konumuna gelebilmek için ciddi bir çaba sarf etmektedir. Özellikle komşu ülkeler Irak, İran ve Suriye'deki politik ve sosyal istikrarsızlıklar Türkiye'yi yakından etkilemektedir.

Ayrıca Türkiye'nin 1970'lerden bu yana en önemli sorunu olan etnik ayrılıkçı terör örgütü PKK ile yapılan mücadele, savunma harcamalarının artmasındaki en önemli nedenlerden birisi olarak gösterilebilir. Aynı zamanda hükümetin orduyu sivilleştirme politikasının bir yansıması olarak profesyonel askerlik uygulamasına geçilmesi ve bu çerçevede pek çok uzman er ve erbaş istihdam edilmeye başlanmasının savunma harcamaları üzerinde artırıcı bir etki doğuracağı düşünülmektedir. Türkiye'nin gerek ülke içi, gerekse ülke dışı güvenlik sorunları nedeniyle yapmış olduğu yüksek savunma harcamalarının hem doğrudan hem de dolaylı olarak ekonomiye etkisinin ne yönde olduğu her zaman tartışılan bir konu olmuştur.

1990'ların başı itibarıyla İsrail-Filistin sorununda Oslo Anlaşması ile yaşanan olumlu tablonun etkisiyle, Türkiye-İsrail ilişkileri karşılıklı yarar temelinde, her alanda çok yönlü bir gelişme göstermiş, iki ülke işbirliğinin yasal çerçevesi bir dizi anlaşmayla sağlanmıştır. Bu vesileyle birçok üst düzey ziyaret gerçekleştirilmiştir. Ancak bu ilişki Gazze'ye ve 31 Mayıs 2010 tarihinde Gazze'ye yardım taşıyan Türk Mavi Marmara Gemisi'ne yapılan İsrail saldırılarından sonra bozulmuştur. İsrail'in Türkiye tarafından beklenen adımları atmaması, Türkiye-İsrail diplomatik ilişkilerinin asgari seviyeye indirilmesi; iki ülke arasındaki tüm askeri anlaşmaların askıya alınması ve bu çerçevede yürütülen tüm projelerin durdurulması sonucunu doğurmuştur (Türkiye-İsrail Siyasi İlişkileri, 2013). Türkiye ile İsrail arasındaki politik çakar çatışmaları veya yakınlaşmalar bu iki ülkenin Ortadoğu coğrafyasında önemli ülkeler olmalarına bağlanabilir. Ayrıca Türkiye'nin Filistin-İsrail sorununda Filistin halkından yana tutumu ile Türkiye-İsrail arasındaki stratejik ortaklık iki ülke arasındaki ilişkileri önemli ölçüde etkilemektedir.

Büyüme ve savunma harcamaları arasındaki ilişki geliştirilen teorik modeller çerçevesinde sıklıkla araştırılan ve bu nedenle geniş bir literatürün oluştuğu bir

alan haline gelmiştir. Ancak teorik modellerin eksikliği nedeniyle savunma harcamaları ve diğer makro ekonomik değişkenler arası ilişkilerin incelenmesi daha çok ampirik modeller üzerinden ilerlemiştir. Zamanla gelişen ekonometrik yöntemler sayesinde teorik bir yapıya gerek duyulmadan savunma harcamaları ile diğer makroekonomik değişkenler arasındaki ilişkiler özellikle VAR ve Granger Nedensellik yöntemleri ile analiz edilmiştir. Örnek olarak Kinsella (1990), Baek (1991), Payne ve Ross (1992), Sezgin (2000), Dritsakis(2004), Erdoğan (2006), Özsoy (2008a, 2008b), Görkem ve Işık (2008), Özsoy ve İpek (2010) çalışmaları gösterilebilir. Ancak bu çalışmalarda kullanılan yöntemlerin uygulanabilmesi ve tutarlı sonuçların elde edilebilmesi durağanlık koşullarının doğru bir şekilde belirlenmesi ile mümkün olmaktadır. Söz konusu çalışmalarda durağanlık koşulları incelenirken serilere ait muhtemel yapısal kırılmaların dikkate alınmamış olması elde edilen sonuçların tutarlılığı yönünde kuşku uyandırmaktadır. Bu nedenle, çalışmamızda durağanlık koşulları incelenirken bir ve daha fazla yapısal kırılmanın dikkate alındığı birim kök testleri tercih edilmiştir. Önceki çalışmaların aksine serilerin farklı dereceden durağan olmaları nedeniyle Pesaran vd. (1996), Pesaran ve Shin (1995) ve Pesaran vd. (2001) tarafından geliştirilen ve güncel bir ampirik yöntem olan sınır değer yaklaşımı ile değişkenler arası eş bütünleşmenin varlığı tespit edilmeye çalışılmıştır. Eğer değişkenler arasında eş bütünleşme mevcut ise uzun ve kısa döneme ait bilgiler de bu yöntem ile kolaylıkla tahmin edilebilir. Bu yeni yöntem aynı zamanda gecikmesi dağıtılmış otoregresif (ARDL) model olarak da bilinmektedir.

Çalışmada ampirik yöntem olarak ARDL modelinin seçilmesinde bu modelin, az sayıda gözleme sahip çalışmalara uygulanabilir olması, uzun ve kısa dönem ilişkileri eş anlamlı olarak tahmin edebilmesi, modelden çıkarılan değişken veya otokorelasyon nedeniyle ortaya çıkabilecek problemleri otomatik olarak gidermesi, bağımlı-bağımsız değişken ayrımının model tarafından belirlenmesi ve bu özellikleri sayesinde sapmasız - etkili tahmin ediciler üretmesi, neden olarak gösterilebilir (Narayan, 2004:7). ARDL modeli kullanılarak yapılan daha önceki çalışmalarda ise (Yıldırım ve Sezgin (2003), Hinissa ve Baharam (2009), Sahbaz vd. (2013), Haseeb vd. (2014)), F tablo değeri olarak 500 gözleme dayanan Pesaran ve Pesaran (1997) ve 1000 gözleme dayanan Pesaran, Shin ve Smith (2001) F tablo değerleri kullanılmıştır. Bu

çalışmada olduğu gibi küçük gözleme dayalı çalışmalarda Pesaran ve Pesaran (1997) ve Pesaran, Shin ve Smith (2001) tablo değerlerini kullanmak hatalı sonuçların elde edilmesine neden olacaktır. Çünkü Narayan (2004) çalışmasında dört değişkenli küçük gözlemler için (30-80 gözlem arası) hesaplanan F tablo değerleri Pesaran ve Pesaran (1997) tablo değerinden %35.5, Pesaran vd. (2001) tablo değerlerinden ise %17.1 daha yüksek bulunmuştur. Bu nedenle küçük gözleme sahip seriler için Narayan (2004) tarafından elde edilen F tablo değerleri dikkate alınarak daha tutarlı sonuçların elde edilmesi amaçlanmıştır. İzleyen bölümde, çalışmada kullanılan veri seti hakkında bilgi verilecek ardından kullanılan ekonometrik yöntem olan ARDL modeli tanıtılacaktır. Çalışmanın üçüncü bölümünde ise savunma harcamaları ve seçilen makro ekonomik değişkenlere ait seriler için yapılan birim kök testleri, ARDL modeline ait analiz sonuçları ve nedensellik analizi sonuçlarına yer verilecektir. Sonuç bölümünde ise analiz sonucunda elde edilen önemli bulgulara değinilecektir.

Veri Seti ve Ekonometrik Yöntem

Çalışmada İsrail ve Türkiye'ye ait değişkenler için 1980 ve 2012 arası yıllık veriler kullanılmıştır. Savunma harcamaları verileri 1966 yılından beri faaliyet gösteren bağımsız bir araştırma kuruluşu olan Stockholm International Peace Research Institute (SIPRI) veri tabanı ve yıllıkları kullanılarak sağlanmıştır. Savunma harcamalarına erişim genellikle milli güvenlik gerekçesiyle sınırlandırmakta ve bu nedenle ilgili ülke tarafından manipüle edilerek araştırmacıların kullanımına sunulmaktadır. Savunma harcamaları serisine ait yaşanabilecek problemlerden ötürü genel olarak ilgili literatürde SIPRI verileri kullanılmaktadır. Makroekonomik değişkenlerin, ölçüm tekniklerinin ülkeden ülkeye fark yaratması nedeniyle oluşabilecek sorunların aşılabilmesi için ise Uluslararası Para Fonu'nun hesaplamaları neticesinde elde edilen veri setlerinin kullanılması tercih edilmiştir. Çalışmada kullanılan değişkenler ve kısaltmaları ise **DS**: savunma harcamalarının GSMH içindeki payı, **GR**: GSMH büyüme oranı, **INF**: enflasyon oranı, **CA**: cari işlemler dengesinin GSMH'ye oranı, **ISR**: İsrail, **TR**: Türkiye'dir.

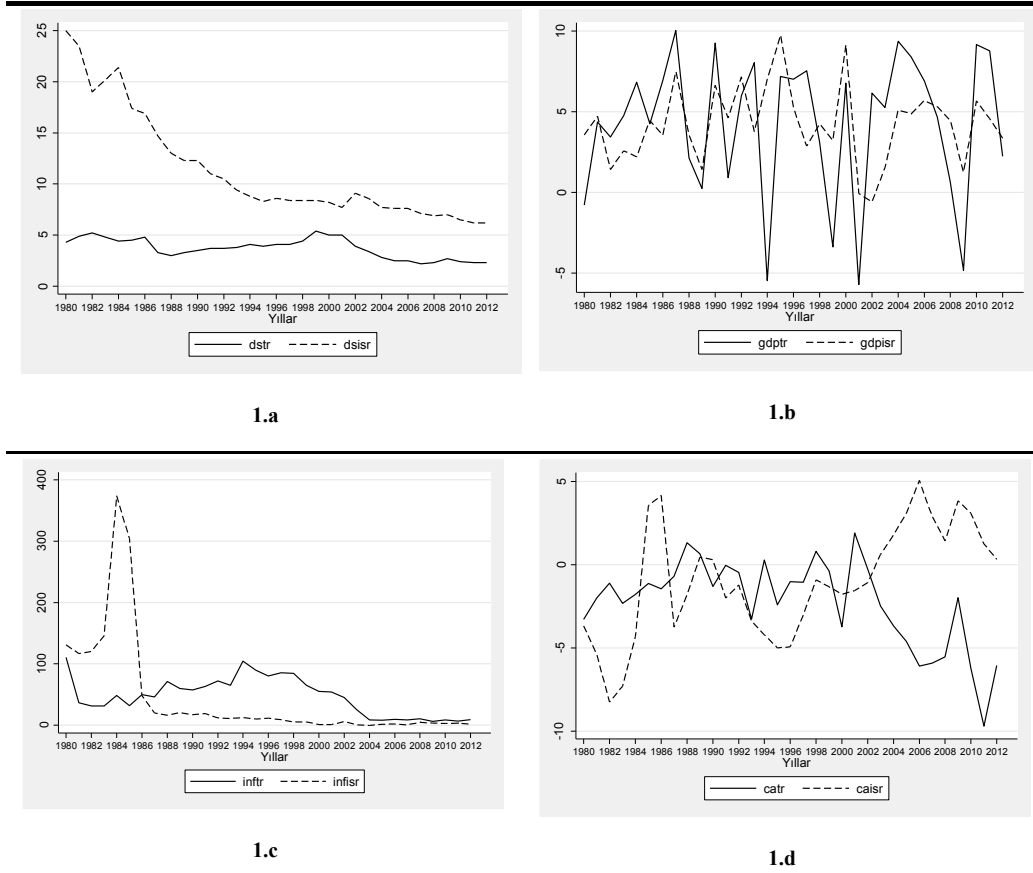
Tablo 1. Türkiye ve İsrail için Makroekonomik Büyüklüklerin Özet İstatistikleri

Değişken	Gözlem Sayısı	Ortalama	Standart Sapma	Minimum	Maksimum
gdptr	33	4.24951	4.445	-5.697	10.027
dstr	33	3.71212	0.974	2.200	5.400
inftr	33	46.64433	30.829	6.251	110.638
catr	33	-2.26823	2.599	-9.692	1.923
gdpirs	33	4.2374	2.37747	-0.580	9.751
dsirs	33	11.3303	5.36111	6.200	25.000
infirs	33	43.5461	86.84809	-0.433	373.821
cairs	33	-0.9970	3.44259	-8.247	5.070

Özellikle İsrail'e ait enflasyon ve savunma harcamaları veri setinde 1980-86 arası Lübnan iç savaşı nedeniyle oluşan yüksek savunma harcamaları ve yaşanan üç haneli enflasyonist dönem yapısal kırılmaya işaret etmektedir. Ayrıca Türkiye'ye ait serilerde ise 1994 ve 2000 krizleri nedeniyle ortaya çıkan şokların analiz yapılırken dikkate alınması gerekmektedir. Özet istatistiklerin gösterildiği Tablo 1'de görüldüğü üzere

özellikle her iki ülkeye ait enflasyon serisi için hesaplanan yüksek standart sapma bu değişkenlerdeki oynaklığa dikkat çekmektedir.

Pesaran vd. (1996), Pesaran ve Shin (1995) ve Pesaran vd. (2001) tarafından geliştirilen ARDL modeli yaklaşımla değişkenler arası var olan uzun dönmeli ilişkilerin tespit edilebilmesi için, kullanılan değişkenlerin



Şekil 1. Modelde Kullanılan Değişkenler Türkiye ve İsrail 1980–2012

ya sadece $I(0)$, ya sadece $I(1)$ ya da bu iki durumunun bir birleşimi olmaları gerekmektedir. Serilerin düzeylerinin veya farklarının durağan olup olmadıkları çeşitli birim kök testleri ile analiz edilebilir. Değişkenlere ait durağanlık seviyelerinin belirlenmesinde kullanılan birim kök testleri yapılmadan önce gecikme uzunluğu Akaike Bilgi Kriteri (AIC) veya Schwartz Bayesyen Kriteri (SBC) dikkate alınarak seçilmelidir.

ARDL yaklaşımında ilk olarak herhangi teorik bir öngöründe bulunmaksızın kurulan kısıtsız hata düzeltme modeli (UECM) kurulur. Bu model aracılığıyla değişkenler arasındaki uzun dönemli ilişkinin varlığını tespit edilmeye çalışılır. Çalışmaya uyarlanan ve değişkenler arasındaki ilişkilerin yönü hakkında herhangi öncü bir bilgi olmaksızın ARDL yaklaşımına göre kurulan kısıtsız hata düzeltme modelleri aşağıdaki gibidir:

$$\Delta DS_{i,t} = \alpha_{ds_0} + \sum_{\rho=1}^n b_{ds_\rho} \Delta DS_{i,t-\rho} + \sum_{\rho=0}^n c_{ds_\rho} \Delta GDP_{i,t-\rho} + \sum_{\rho=0}^n d_{ds_\rho} \Delta INF_{i,t-\rho} + \sum_{\rho=0}^n e_{ds_\rho} \Delta CA_{i,t-\rho} + \gamma_{ds_1} DS_{i,t-1} + \gamma_{ds_2} GDP_{i,t-1} + \gamma_{ds_3} INF_{i,t-1} + \gamma_{ds_4} CA_{i,t-1} + \varepsilon_{ds_{i,t}} \quad (1.a)$$

$$\Delta GDP_{i,t} = \alpha_{gdp_0} + \sum_{\rho=1}^n b_{gdp_\rho} \Delta GDP_{i,t-\rho} + \sum_{\rho=0}^n c_{gdp_\rho} \Delta DS_{i,t-\rho} + \sum_{\rho=0}^n d_{gdp_\rho} \Delta INF_{i,t-\rho} + \sum_{\rho=0}^n e_{gdp_\rho} \Delta CA_{i,t-\rho} + \gamma_{gdp_1} DS_{i,t-1} + \gamma_{gdp_2} GDP_{i,t-1} + \gamma_{gdp_3} INF_{i,t-1} + \gamma_{gdp_4} CA_{i,t-1} + \varepsilon_{gdp_{i,t}} \quad (1.b)$$

$$\Delta INF_{i,t} = \alpha_{inf_0} + \sum_{\rho=1}^n b_{inf_\rho} \Delta INF_{i,t-\rho} + \sum_{\rho=0}^n c_{inf_\rho} \Delta GDP_{i,t-\rho} + \sum_{\rho=0}^n d_{inf_\rho} \Delta DS_{i,t-\rho} + \sum_{\rho=0}^n e_{inf_\rho} \Delta CA_{i,t-\rho} + \gamma_{inf_1} DS_{i,t-1} + \gamma_{inf_2} GDP_{i,t-1} + \gamma_{inf_3} INF_{i,t-1} + \gamma_{inf_4} CA_{i,t-1} + \varepsilon_{inf_{i,t}} \quad (1.c)$$

$$\Delta CA_{i,t} = \alpha_{ca_0} + \sum_{\rho=1}^n b_{ca_\rho} \Delta CA_{i,t-\rho} + \sum_{\rho=0}^n c_{ca_\rho} \Delta GDP_{i,t-\rho} + \sum_{\rho=0}^n d_{ca_\rho} \Delta INF_{i,t-\rho} + \sum_{\rho=0}^n e_{ca_\rho} \Delta DS_{i,t-\rho} + \gamma_{ca_1} DS_{i,t-1} + \gamma_{ca_2} GDP_{i,t-1} + \gamma_{ca_3} INF_{i,t-1} + \gamma_{ca_4} CA_{i,t-1} + \varepsilon_{ca_{i,t}} \quad (1.d)$$

Kısıtsız hata düzeltme modelindeki i: ülke değişkeni, Türkiye için TR, İsrail için ISR; t: zaman; Δ ; herhangi bir değişkenin 1. dereceden farkını, göstermektedir. Denklemler tahmin edilmeden önce n gecikme sayısı AIC veya SC, bilgi kriterlerinden herhangi birinin en küçük olduğu değer dikkate alınarak belirlenir. Ancak en uygun n gecikme sayısına karar verirken modele ait hata terimlerinin birbirini ile ilişkili olmasına dikkat edilmesi gerekir. Eğer bir ilişki yani otokorelasyon problemi mevcut ise bu sorun ortadan kalkana kadar gecikme sayısı bir azaltılır. ARDL modellerinde oto korelasyon sorununun varlığı, modelde otoregresif unsur yer aldığı için Seri Korelasyon (Breusch- Godfrey) LM testi ile sınanabilir. Çalışmada yıllık veriler kullanıldığı için, Pesaran vd. (1999) ve Narayan ve Narayan (2005)'nin önerdiği gibi maksimum gecikme uzunluğu olarak 2 dönem seçilmiştir.

F testi, değişkenler arasında uzun dönemli ilişkiyi yani değişkenler arasında eş bütünleşmenin varlığını test etmek için kullanılır. Eğer uzun dönemli bir ilişki mevcut ise F testi, hangi değişkenin normalleştirilmesi gerektiğini belirtir. (1a) denkleminde göre uyarlanmış ve değişkenler arası eş bütünleşme olmadığını gösteren boş hipotez $H_0 = \gamma_{ds_1} = \gamma_{ds_2} = \gamma_{ds_3} = \gamma_{ds_4} = 0$ iken alternatif hipotez $H_1 \neq \gamma_{ds_1} \neq \gamma_{ds_2} \neq \gamma_{ds_3} \neq \gamma_{ds_4} \neq 0$

dır. Bu durumu $F_{ds_i}(DS_i|GDP_i, INF_i, CA_i)$ olarak da gösterebiliriz. Benzer şekilde uzun dönemli ilişkinin olmadığına dair (1b) denklemi için F testi boş hipotezi ise $H_0 = \gamma_{gdp_1} = \gamma_{gdp_2} = \gamma_{gdp_3} = \gamma_{gdp_4} = 0$ yani $F_{gdp_i}(GDP_i|DS_i, INF_i, CA_i)$ olarak ifade edilir ve diğer denklemler içinde benzer şekilde kurulur. F-testi standart olmayan dağılıma sahiptir ve i) ARDL modelde kullanılan değişkenlerin I(0) veya I(1) olduklarına, ii) kullanılan değişken sayısına, iii) ARDL modelin sabit ve/veya trend içerip içermemesine bağlı olarak farklı değerler alır. Bu çalışmada Narayan (2004) tarafından elde edilen 4 değişkenli, 33 gözleme ait sabitli ve sabitli-trendli modeller için hesaplanmış F-test tablo değerleri kullanılmıştır. Hesaplanan F istatistik değeri alt değerden küçük ise eş bütünleşme yok; üst değerden küçük alt değerden büyük ise kararsız bölge; üst değerden büyük ise H_0 hipotezi reddedilir ve eş bütünleşme ilişkisi vardır sonucuna ulaşılır. Değişkenlerin eş bütünleşik olduğunun belirlenmesinden sonra, iki aşamalı olarak uzun dönemli ilişkiye ait bilgilerin tahmin edilmesine çalışılır. İlk aşamada uzun dönem ARDL modeli kurulur. Eş bütünleşmenin varlığında çalışmaya uyarlanmış sabit terimli ve sabitli-trendli uzun dönem ARDL modelleri aşağıdaki gibidir:

$$DS_{i,t} = \beta_{ods} + \sum_{\rho=1}^k \beta_{1ds_\rho} DS_{i,t-\rho} + \sum_{\rho=0}^l \beta_{2ds_\rho} GDP_{i,t-\rho} + \sum_{\rho=0}^m \beta_{3ds_\rho} INF_{i,t-\rho} + \sum_{\rho=0}^z \beta_{4ds_\rho} CA_{i,t-\rho} + \omega_{ds_{i,t}} \quad (2.a.1)$$

$$DS_{i,t} = \beta_{ods} + \sum_{\rho=1}^k \beta_{1ds_\rho} DS_{i,t-\rho} + \sum_{\rho=0}^l \beta_{2ds_\rho} GDP_{i,t-\rho} + \sum_{\rho=0}^m \beta_{3ds_\rho} INF_{i,t-\rho} + \sum_{\rho=0}^z \beta_{4ds_\rho} CA_{i,t-\rho} + \varphi_{ds_1} trend + \omega_{ds_{i,t}} \quad (2.a.2)$$

Bu aşamada değişkenlerin gecikme uzunlukları olan k, l, m, z değerlerinin belirlenmesi gerekir. Çalışmada gecikme uzunluklarının belirlenmesi için Kamas ve Joyce (1993) tarafından önerilen yöntem kullanılmıştır. Bu yöntemde keyfi olarak belirlenen maksimum gecikmeden başlayarak bağımlı değişkenin kendi gecikmeli değerleri ile regresyon modelleri kurulur. AIC veya SBC bilgi kriterlerinden herhangi birinin en küçük olduğu değerdeki gecikme sayısı model için en uygun gecikme uzunluğu olarak belirlenir. Bundan sonraki aşamada, bağımlı değişkene ait en uygun gecikme uzunluğu sabit tutularak, bağımsız değişkenler teker teker en uygun gecikme uzunluğundan başlanarak modele dâhil edilir. Elde edilen modellerin uygunluğuna ise bilgi kriterlerinden yararlanılarak karar verilir.

$$\Delta DS_{i,t} = \vartheta_0 + \sum_{\rho=1}^n \vartheta_{1,\rho} \Delta DS_{i,t-\rho} + \sum_{\rho=0}^n \vartheta_{2,\rho} \Delta GDP_{i,t-\rho} + \sum_{\rho=0}^n \vartheta_{3,\rho} \Delta INF_{i,t-\rho} + \sum_{\rho=0}^n \vartheta_{4,\rho} \Delta CA_{i,t-\rho} + \vartheta_5 \text{Dummy} + \vartheta_6 \text{trend} + \theta \text{ECM}_{ds_{i,t-1}} + \epsilon_{ds_{i,t}} \quad (3.a)$$

(3a) nolu denklemde kullanılan hata düzeltme modeli olarak adlandırılır ve uzun dönem ARDL modelinden elde edilen artıkların bir dönem gecikmelidir. Bu değişkene ait θ katsayısı ise kısa dönemdeki dengesizliğin ne kadarının uzun dönemde düzeleceğini ifade etmekte ve hata düzeltme terimi olarak adlandırılmaktadır. θ katsayısının istatistiksel olarak anlamlı bulunması durumunda, değişkenler arasındaki uzun dönemli ilişkilerin geçerli olduğu sonucuna varılır. θ katsayısının 0 ile -1 arasında herhangi bir değer alması beklenir.

Belirlenen uzun dönem ARDL modelinin tahmin edilmesinden sonra elde edilen model katsayılarından hareketle bağımsız değişkenlere ait uzun dönem katsayıları hesaplanabilir. Uzun dönem katsayıları, bağımsız değişkenlere ait düzey ve gecikmeli katsayıların toplamının, bağımlı değişkenin gecikmeli katsayıları toplamının 1'den farkına oranlanması ile hesaplanmaktadır.

ARDL modeli yardımıyla incelenen iktisadi olaylarla ilgili, kısa dönem ilişkilerinin de belirlenmesi mümkündür. Eş bütünleşmenin olduğu durumlar için çalışmaya uyarlanmış kısa dönem ARDL modelleri aşağıdaki gibidir. Ayrıca İsrail için 1980-86 yıllarında taraf olduğu savaşlar nedeniyle yaşanan olağan dışı savunma harcamaları için kukla değişken kullanılmıştır. Olağandışı yıllar için 1, aksi durumda 0 değeri verilmiştir.

Ampirik Bulgular

Sınır testi yaklaşımının kullanılabilmesi için değişkenlerin farklı dereceden durağan olması ve ikinci dereceden durağan bir serinin olmaması gerekmektedir. Serilerin düzeylerinin veya farklarının durağan olup olmadıkları Augmented Dickey-Fuller ve Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin birim kök testleri ile analiz edilmiştir. ADF birim kök testinde sıfır hipotezi olarak serinin durağan olmadığı, KPSS testinde ise sıfır hipotezi olarak ise serinin durağan olduğu test edilmektedir. Çalışmada kullanılan değişkenler için

Tablo 2. ADF ve KPSS Birim Kök Test Sonuçları

Türkiye	DSTR	GDPtr	INFTR	CATR	dstr	gdptr	inftr	catr								
ADF	lag	lag	lag	lag	lag	lag	lag	lag								
τ_{μ}	-1.043	0	-6.448*	-2.230	0	-2.479	0	-4.939*	0	-6.739	1	-8.325*	0	-6.793*	1	
τ_{τ}	-1.847	0	-6.334*	-2.287	0	-3.674	0	-4.829*	0	-6.608	1	-8.248*	0	-7.132*	1	
KPSS	bw	bw	bw	bw	bw	bw	bw	bw	bw	bw	bw	bw	bw	bw	bw	
τ_{μ}	0.415	4	0.078	0.370	4	0.461	4	0.102	0	0.124	4	0.109	2	0.283	6	
τ_{τ}	0.100	4	0.079	0.152*	4	0.179*	4	0.069	0	0.087	4	0.118	1	0.183*	11	
İsrail	DSISR	GDPISR	INFISR	CAISR	dsisr	gdpisr	infisr	caisr								
ADF	lag	lag	lag	lag	lag	lag	lag	lag								
τ_{μ}	-3.334	0	-4.920*	-1.731	2	-2.238	0	-5.790*	-8.289	0	-4.787*	0	-4.847*	0		
τ_{τ}	-2.346	0	-4.833*	0	-2.148	2	-3.619	0	-6.821*	-8.146	0	-4.708*	0	-4.779*	0	
KPSS	bw	bw	bw	bw	bw	bw	bw	bw	bw	bw	bw	bw	bw	bw		
τ_{μ}	0.665*	4	0.095	2	0.457	4	0.444	4	0.610*	3	0.270	16	0.500*	31	0.500*	31
τ_{τ}	0.193*	4	0.096	2	0.138	2	0.086	2	0.057	0	0.250	0.500*	31	0.500*	31	

Lag: gecikme ve bw; bant genişliğidir. τ_{μ} : sabitli; τ_{τ} : sabitli ve trendli modeli göstermektedir. ADF testi için kritik değerler %1, %5 ve %10 anlamlılık düzeyleri için sırasıyla -3.99, -3.43, -3.13. KPSS testi için kritik değerler %1, %5 ve %10 anlamlılık düzeyleri için sırasıyla sabitli modelde 0.739, 0.463 ve 0.347, sabitli ve trendli modelde 0.216, 0.146 ve 0.119'dur. * simgesi %5 anlamlılık düzeyinde boş hipotezin reddildiğini gösterir.

kurulan sabitli, sabitli ve trendli modellere ait tahmin edilen ADF ve KPSS birim kök test sonuçları Tablo 2'de gösterilmiştir.

Tablo 2'de görüldüğü üzere ADF ve KPSS testleri analizde kullanılan Türkiye değişkenleri için tam bir uyumluluk içindeyken İsrail için savunma harcamaları ve enflasyon verilerinde farklılık tespit edilmiştir. Bu farklılıkta yapısal kırılmaların etkili olduğu düşünülmüştür. Bu nedenle özellikle her iki ülke için savunma harcamaları ve enflasyon serilerine ait 1a ve 1c nolu grafiklere bakıldığında yapısal kırılmanın olduğu ve birim kök testleri yapılırken bu yapısal kırılmanın dikkate alınması gerekmektedir. Bu nedenle tek yapısal kırılmanın dikkate alındığı Zivot- Andrews (1992) birim kök testi ile iki yapısal kırılmanın dikkate alındığı Clemente, Montanes ve Reyes (1998)

tarafından geliştirilen birim kök testi kullanılarak serilerin durağanlık koşulları test edilmiştir. CMR modeli için eğer yapısal kırılmaya neden olan şok anlık olarak gerçekleşmişse "additive outlier model" (AO), kademeli olarak gerçekleşmiş ise "innovation outlier model" (IO) kurularak test edilmiştir. Ancak iki yapısal kırılma altında CMR testi yapılırken yapısal kırılmanın hangi model altında test edileceğinin doğru seçilmesi gerekmektedir aksi durumda hata sonuçlar elde edilebilir. Bu aşamada Şekil 1'de gösterilen grafiklerden yapısal kırılmanın nasıl gerçekleştiği anlaşılabilir. Bu çerçevede iki yapısal kırılmalı CMM birim kök testine ait seriler için seçilen modeller kutu içine alınarak Tablo 3'te vurgulanmıştır. Ayrıca seviyesinde durağan olan seriler için ayrıca farklarında durağanlık koşulları için yapısal kırılmalı birim kök testleri yapılmasına gerek duyulmamıştır.

Tablo 3. Zivot-Andrews Birim Kök Test Sonuçları

Test	Model	DSTR	GDPTR	INFTR	CATR	ddstr	dgdptr	dinftr	dcatr
ZA	τ_{μ}	-2.921 (0)	-6.700* (0)	-4.949 (0)	-3.276 (2)	-5.898* (0)	-6.903* (1)	-9.49*(0)	-7.26*(1)
		[2002]	[2003]	[2003]	[2004]	[2000]	[2002]	[1995]	[2003]
	τ_{τ}	-2.623 (0)	-6.634* (0)	-7.400* (0)	-3.485 (2)	-6.037* (0)	-6.872* (1)	-9.22*(0)	-7.34*(1)
		[1996]	[2003]	[1999]	[2004]	[2002]	[2007]	[1995]	[2004]
MM	IO	-3.820 (0)	-3.158 (6)	-3.942 (11)	-5.690* (0)	-5.176 (5)	-7.105* (1)		
		[1997][2000]	[2000][2006]	[1986][2001]	[1985][2003]	[1986][1998]	[1998][2003]		
MM	AO	-3.036 (0)	-6.220* (1)	-6.094* (0)	-6.303* (0)	-6.069* (0)	-4.319 (3)		
		[1997][2003]	[1999][2007]	[1989][2000]	[1987][2003]	[1989][2000]	[2002][2007]		
Test	Model	DSISR	GDPISR	INFISR	CAISR	ddsizr	dgdpisr	dinfisr	dcaisr
ZA	τ_{μ}	-6.210* (2)	-6.030* (0)	-7.857* (1)	-4.984 (1)	-8.862* (1)	-5.922*(2)	-5.75*(1)	-7.11*(1)
		[1987]	[2001]	[1988]	[1993]	[1996]	[2004]	[1990]	[1987]
	τ_{τ}	-6.175* (2)	-5.973* (0)	-12.456* (1)	-4.915 (1)	-9.368* (1)	-5.871*(2)	-9.62 (1)	-6.94*(1)
		[1987]	[2001]	[1986]	[1993]	[1990]	[2004]	[1989]	[1987]
MM	IO	-2.933 (8)	-5.524* (0)	-34.652* (5)	-5.715* (1)	-5.185(4)			
		[1983][2002]	[1985][1999]	[1982][1984]	[1987][2002]	[1986][1994]			
MM	AO	-1.987 (3)	-4.900 (1)	-1.476 (4)	-6.069* (1)	-10.073* (1)			
		[1986][1992]	[1998][2003]	[1982][1987]	[1986][2002]	[1985][1993]			

τ_{μ} : sabitli; τ_{τ} : sabitli ve trendli modeli, (.) gecikme uzunluğunu, [.] kırılma yıllarını göstermektedir. Zivot ve Andrews (1992) tarafından hesaplanan %1 anlamlılık seviyesinde ait kritik değerler sabitli model için 5.34; trendli ve sabitli model için 5.57'dir. Clemente, Montanes ve Reyes (1998) tarafından hesaplanan IO ve AO modelleri için %5 anlamlılık seviyesinde kritik değer -5.490'dır.

Modelde kullanılan serilere ait bir ve iki yapısal kırılmanın dikkate alındığı birim kök testleri sonucunda ikinci dereceden durağan herhangi bir serinin olmaması ve değişkenlerin farklı dereceden durağan olmaları nedeniyle ARDL modelinin kurulmasına karar verilmiştir. ARDL yaklaşımında ilk olarak kısıtsız hata düzeltme modeli (UECM) olarak adlandırılan ve

değişkenler arasındaki uzun dönem ilişkisinin varlığını sınanan model kurulmaktadır. Kurulan bu modeller sayesinde analizde kullanılan değişkenler arasında eş bütünleşme ilişkisinin varlığı belirlenir. Kısıtsız hata düzeltme modelleri sabitli, sabitli ve trendli olmak üzere iki farklı model olarak kurulmuştur.

Tablo 4. Kısıtsız Hata Düzeltme Modeli İçin Gecikme Uzunluklarının Belirlenmesi

Model	Gecikme	Sabitli Model			Sabitli ve Trendli Model			
		SBC	LM(1)	LM(2)	Gecikme	SBC	LM(1)	LM(2)
dstr	1●	1.608	1.249 (0.396)	1.502 (0.655)	1●	1.508	0.555 (0.584)	1.963 (0.374)
	2	2.010	2.580 (0.288)	2.887 (0.544)	2	1.753	0.278 (0.597)	11.550 (0.068)
gdptr	1●	5.866	3.029 (0.179)	3.029 (0.219)	1●	5.728	1.570 (0.210)	6.317 (0.042)
	2	6.231	0.567 (0.451)	1.715 (0.424)	2	5.898	3.628 (0.056)	25.595 (0.000)
infr	1	8.828	1.908 (0.291)	3.338 (0.188)	1	8.961	6.080 (0.057)	6.258 (0.043)
	2●	8.799	0.266 (0.605)	1.877 (0.391)	2●	8.681	1.270 (0.259)	8.968 (0.011)
catr	1●	4.256	0.165 (0.684)	2.373 (0.305)	1●	4.123	0.060 (0.806)	8.502 (0.014)
	2	4.619	0.119 (0.729)	5.256 (0.072)	2	4.357	5.852 (0.015)	19.967 (0.000)
dsisr	1●	2.263	0.203 (0.652)	2.686 (0.260)	1●	2.388	0.021 (0.882)	6.676 (0.035)
	2	2.259	3.448 (0.063)	8.864 (0.011)	2	2.352	3.047 (0.080)	9.326 (0.009)
gdpsir	1●	5.750	2.098 (0.147)	4.177 (0.123)	1●	5.353	0.524 (0.468)	2.336 (0.310)
	2	5.782	9.390 (0.002)	13.23 (0.001)	2	5.653	7.735 (0.005)	14.134 (0.000)
infisr	1●	10.238	1.543 (0.214)	1.740 (0.418)	1●	9.805	0.051 (0.820)	6.767 (0.033)
	2	10.243	0.688 (0.406)	4.087 (0.129)	2	9.928	1.256 (0.262)	10.636 (0.004)
caisr	1	4.683	6.356 (0.011)	8.908 (0.011)	1	4.753	4.598 (0.031)	7.020 (0.029)
	2●	4.586	1.356 (0.244)	3.824 (0.147)	2●	4.698	1.209 (0.271)	3.476 (0.175)

Kısıtsız modeller için seçilen gecikme uzunluğu ● ile gösterilmiştir. Lagrange Çarpanı (LM) değerleri artıkların otokorelasyon testinden elde edilen LM istatistikleri yani gözlem* değeridir. (.) p değerlerini göstermektedir.

Kısıtsız hata düzeltme modelinin tahmininde kullanılan değişkenler yıllık verilerden oluştuğu için Pesaran vd. (1999) ve Narayan ve Narayan (2005) çalışmalarında önerildiği gibi maksimum gecikme uzunluğu 2 dönem olarak seçilmiştir. Kısıtsız hata düzeltme modeli için en uygun gecikme uzunluğu Schwarz Bayesyen Kriteri (SBC) dikkate alınarak belirlenmiştir.

Belirlenen maksimum gecikme 2 dönemden başlayarak geriye doğru bilgi kriteri değerinin en küçük olduğu ve otokorelasyon sorununun olmadığı gecikmeye kadar indirilmiş ve elde edilen gecikme en uygun gecikme olarak belirlenmiştir. Otokorelasyonun varlığı Breusch-Godfrey LM testi ile sınanmış ve bütün sonuçlar Tablo 4'te gösterilmiştir.

Tablo 5. Modeller için F Değerlerinin Sınır Değer ile Karşılaştırılması

	Türkiye		İsrail	
	Sabitli	Sabitli ve Trendli	Sabitli	Sabitli ve Trendli
F_{ds}	2.791598	4.304851	18.31362*	13.23057*
F_{gdp}	2.096421	3.712317	2.918435	7.540036
F_{inf}	0.553880	0.578144	16.22133*	19.53310*
F_{ca}	2.375029	3.860108	1.281753	0.867498

Narayan (2004) çalışmasına göre değişken sayısı 3, gözlem sayısı 33 için tablo değerleri: Sabitli model için 0.01 anlamlılık düzeyinde alt değer I(0) 4.578, üst değer I(1) 6.053; sabitli ve trendli model için alt değer I(0) 5.230, üst değer I(1) 7.553'tür.

Savunma harcamalarının GSMH' ye oranı, büyüme oranı, enflasyon oranı ve cari işlemler dengesinin GSMH' ye oranından oluşan değişkenler için kurulan modeller çerçevesinde hesaplan F testi istatistiği Tablo 5'te gösterilmiştir. Tablo 5'te görüldüğü üzere Türkiye için hesaplanan F test istatistiğinin aynı zamanda alt sınır tablo değerinden de küçük olması değişkenler arasında uzun dönemli bir ilişkinin kesin suretle mevcut olmadığına işaret etmektedir. Ancak İsrail için kurulan modellere ait F testi sonuçlarına bakıldığında hem hem de modellerine ait sonuçların kritik değerlerden büyük olması nedeniyle bu modellerde eş bütünleşmenin olduğu sonucuna ulaşılmıştır. Çalışmanın ilerleyen kısmında savunma harcamalarının bağımlı değişken olduğu model temel alınarak analizler yapılacaktır. Diğer modele ait sonuçlar hesaplanmış olup talep edilmesi halinde yazardan temin edilebilir. Ayrıca Tablo 5'te çerçeve içinde belirtilen sabitli ve trendli modeller için hesaplanan ve değerleri, Peseran vd. (2001) tarafından önerilen tablo değerleri kul-

lanılması durumunda bu modeller için 0.05 anlamlılık düzeyinde değişkenler arasında eş bütünleşmenin olduğu yönünde sapmalı sonuçlar elde edilecektir.

Türkiye için kurulan modellerde eş bütünleşmenin olmaması nedeniyle seçilen değişkenler arası ilişki Toda -Yamamoto (1995) ve Anlık (instantaneously) Granger nedensellik testi yapılarak araştırılmıştır. x 'in y 'ye anlık nedensel olması, x 'in şimdiki ve geçmiş dönem değerleri, y 'nin gelecek dönem değerlerinin tahmin edilmesinde kullanılabilceği anlamına gelir. Eğer y değişkeni ile x 'in cari ve geçmiş değerleri ilişkili ancak x 'in gelecek dönem değerleri ile ilişkili değilse x ile dışsal bir ilişki olduğu sonucuna varılır. Eğer hem x y 'ye hem y x 'e neden oluyorsa aralarında bir geri besleme etkisi vardır. Ne x ne de y birbirlerinin nedeni değilse, bu iki değişken ilişkisizdir. Granger nedensellik tanım olarak iki değişken arasındaki anlık ilişkiler hakkında bir bilgi içermez dolayısıyla anlık ilişkiler için yapılan test sonuçları Tablo 6'da gösterilmiştir.

Tablo 6. Türkiye için Hesaplanan Toda -Yamamoto ve Anlık Nedensellik Sonuçları

Boş Hipotez	T-Y Nedensellik		Anlık Nedensellik		Karar
	Chi-sq	P-değeri	T-Test	P-değeri	
DSTR GDPTR'nin nedeni değildir	0.736068	0.6921	5.7205	0.0168	Dışsal olarak ilişkili
GDPTR DSTR'nin nedeni değildir	0.751600	0.6867			
DSTR CATR'nin nedeni değildir	0.310912	0.8560	4.6234	0.0315	Dışsal olarak ilişkili
CATR DSTR'nin nedeni değildir	4.481026	0.1064			
DSTR INFTR'nin nedeni değildir	7.195929	0.0274	1.6780	0.1952	DSTR→INFTR (anlık nedensellik yok)
INFTR DSTR'nin nedeni değildir	0.086647	0.9576			

İsrail için oluşturulan uzun dönemli ARDL denklemi (2.a.1-2) için gecikme uzunlukları k , l , m , z değerlerinin belirlenmesi için Kamas ve Joyce (1993) tarafından önerilen yöntem kullanılmıştır. En çok gecikme uzunluğu yıllık veri kullanıldığı için Peseran ve Shin (1999) tarafından önerildiği gibi 2 dönem alınmıştır. Bu koşullar altında SBC bilgi kriterlerinin en küçük olduğu değer, en uygun gecikme uzunluğu olarak belirlenmiştir. Buna göre (2.a.1) nolu sabitli model için (2, 1, 2, 2), (2.a.2) nolu trendli ve sabitli model için (2, 1, 2, 0) modeli en uygun gecikmeye sahip modeller olarak belirlenmiştir. Trende ait katsayının istatis-

tiksel olarak anlamlı bulunması nedeniyle trendli ve sabitli model temel alınarak hesaplamalar yapılmıştır.

Uzun dönem ARDL modelinin tahmin edilmesinden sonra bu modelden hareketle bağımsız değişkenlere ait uzun dönem katsayıları hesaplanabilir. Uzun dönem katsayıları bağımsız değişkenlere ait düzey ve gecikmeli katsayılar toplamının, bağımlı değişkenin gecikmeli katsayıları toplamının 1'den farkına oranlanması ile hesaplanmaktadır. Uzun dönem (2, 1, 2, 0) modeli çerçevesinde hesaplanan uzun dönem tahmin katsayıları Tablo 7'de gösterilmiştir. Bu tablodan

hareketle savunma harcamalarında yapılacak %1'lik bir artışın uzun dönemde ekonomik büyüme oranını yaklaşık olarak % 0.36 oranında azaltacak yönde etki edeceği, enflasyon oranını ise % 0.30 civarında arttı-

rıcı yönde etki edeceği sonucuna ulaşılmıştır. Ayrıca Tablo7'de modelin tutarlılığı ve tahmin gücünü ölçmek adına yapılan bir dizi diagnostik test sonuçları da verilmiştir.

Tablo 7. (2, 1, 2, 0) Modeline ait Katsayılar ve Diagnostik Test Sonuçları

$F_{disir,trend} (2,1,2,0)$

Bağımlı Değişken DSISR

Değişken	Katsayı	Standard Hata	T-Ratio[Prob]
DSISR(-1)	-0.25705	0.122220	-2.1031[0.048]
DSISR(-2)	0.62004	0.094507	6.5608[0.000]*
GDPIR	-0.09897	0.038542	-2.5678[0.018]**
GDPIR(-1)	-0.13333	0.038977	-3.4208[0.003]*
INFISR	0.02131	0.002405	8.8616[0.000]*
INFISR(-1)	-0.01063	0.002559	-4.1524[0.000]*
INFISR(-2)	0.00842	0.001903	4.4261[0.000]*
CAISR	0.027837	0.042523	0.6546[0.520]
SABIT	84.267000	11.457000	7.3553[0.000]*
TREND	-0.114730	0.026476	-4.3336[0.000]*
Uzun Dönem Katsayıları			
GDPIR	-0.36468	0.829200	-4.3979[0.000]
INFISR	0.29998	0.002968	10.1043[0.000]
CAISR	0.04369	0.067019	0.65205[0.521]
SABIT	13.22860	0.852660	15.5145[0.000]
TREND	-0.18011	0.031943	-5.6387[0.000]

$R^2=0.991$; $\bar{R}^2=0.987$; $266.981[0.000]$; Log-likelihood: -153.29; DW=20.109; SBC=-324.99; AIC=-253.29.*0.01, anlamlılık düzeyinde anlamlı olduğunu gösterir.

Diagnostik Testler

Test İstatistiği	LM Versiyonu	F Versiyonu
A:Seri Korelasyon	CHSQ(1) = 0.0012597[0.972]	F(1, 20) = 0.812E-3 [0.978]
B:Fonksiyonel Form	CHSQ(1) = 14.333200[0.000]	F(1, 20) = 17.19960 [0.000]
C:Normallik	CHSQ(2) = 0.303610[0.859]	
D:Değişen Varyans	CHSQ(1) = 0.0115100[0.915]	F(1, 29) = 0.01077 [0.918]

A: LM testi, artıkları seri korelasyonu

B: Ramsey's RESET Testi, değiştirilmiş değerlerin karesi kullanılmıştır

C: Artıkların basıklık ve çarpıklık testi üzerine kurulmuştur

D: Karesi alınmış değiştirilmiş değerler üzerinden regresyon artıklarının kareleri üzerine kurulmuştur

İsrail için kurulan hata düzeltme modeline ait sonuçlar ise Tablo 8'de gösterilmiştir. Hata düzeltme modeli yardımıyla hesaplanan kısa dönemli katsayılar bakıldığında ise, savunma harcamalarında yaşanacak %1'lik bir artış kısa dönemde büyüme oranını %0.075 azaltırken, enflasyon oranını % 0.020 oranında arttırmaktadır. Savunma harcamalarında yaşanacak bir artışın ise cari işlemler dengesi üzerinde ne kısa dö-

nemde ne de uzun dönemde istatistikî olarak anlamlı bir etkisi olmadığı görülmektedir. Son olarak savaş yıllarının etkisini yakalayabilmek için kullanılan kulla değişkeninin etkisi, beklenildiği gibi pozitif ve istatistiksel olarak anlamlı bulunmuştur. İsrail hükümeti savaş yıllarında savunma harcamaları yaklaşık olarak %270 seviyelerinde arttırmaktadır.

Tablo 8. İsrail için Kurulan Hata Düzeltme Modeli

Değişken	Katsayı	Standart Hata	T-Oran[Prob]
Δ DSISR1	-0.395990	0.112520	-3.5194[0.002]*
Δ GDPISR	-.073331	0.034362	-2.1340[0.044]
Δ INFISR	0.017255	0.0025043	6.8900[0.000]*
Δ INFISR1	-0.008868	0.001646	-5.38680[.000]*
Δ CAISR	0.099972	0.044348	2.2542[0.034]
Sabit	10.415100	1.203700	8.6527[0.000]*
Trend	-0.169390	0.029648	-5.7132[0.000]*
Dummy	2.731900	0.947340	2.8837[0.009]*
ecm(-1)	-0.731780	0.065480	-11.1756[0.000]*

ECM = DSISR + 0.2572*GDPISR - 0.01277*INFISR - 0.13662*CAISR - 14.232*Sabit + 0.2314*Trend - 0.7332*Dummy

Testler: $R^2=0.92474$; $\chi^2=0.88711$; $F=7168[0.000]$; $SBC=-28.8272$; $AIC=-20.9403$; $DW=2.0109$

*0.01, anlamlılık düzeyinde anlamlı olduğunu gösterir.

Tablo 8'de görüldüğü üzere, hata düzeltme katsayısının gecikmeli değeri (ECM(-1)) istatistiksel olarak %1 düzeyinde anlamlıdır. ECM(-1) katsayısının negatif ve istatistiksel olarak anlamlı olması eş bütünleşme ilişkisini de desteklemektedir. Aynı zamanda hata düzeltme modelindeki hata terimi katsayısının negatif ve istatistiksel olarak anlamlı olması ele alınan dönemdeki sapmaların hızla düzeltilmekte olduğunu göstermektedir. -0.7317 olarak hesaplanan bu katsayı, herhangi bir şok veya olağanüstü bir etkinin ortaya çıkması durumunda bu etkinin bir sonraki yılda % 73'lük bir hızla azaldığını ifade etmektedir.

Sonuç

Savunma harcamaları ve makroekonomik büyüklükler arasındaki ilişki iktisat literatüründe her zaman tartışılan bir konu olmuştur. Türkiye için savunma harcamalarının GSMH'ye oranı ile enflasyon, büyüme ve cari işlemler dengesinin GSMH içindeki payı arasındaki ilişki sınır değer yaklaşımı ile incelenen bu çalışmada; uzun dönemde ilgili değişkenler arasında bir ilişkinin mevcut olmadığı kısa dönemde ise Savunma harcamalarından Enflasyona doğru bir nedensellik ilişkisi olduğu sonucuna varılmıştır. Bu

durumun en önemli sebebi olarak personel giderleri gösterilebilir. Özellikle artan nüfusla birlikte zorunlu askerlik hizmetine dahil olan birey sayısının fazlalığı, barınma, beslenme, giyim gibi kısa dönem karakterli masrafların artmasına neden olmaktadır. Bu masrafların ise talep yaratmak dışında uzun dönemde ekonomiye katkısının neredeyse yok denecek kadar az olduğu düşünülmektedir. Bu vesileyle profesyonel askerlik uygulamasına geçilmesi ve askerlik süresinin kısaltılması gibi çalışmalar sayesinde açığa çıkarılan kaynakların, uzun vadede ekonomiye olumlu yönde etkileyecek alt yapı, eğitim, sağlık hizmetlerine dönüştürülmesi sağlanmalıdır.

İsrail için söz konusu değişkenler arasında ise sınır değer yaklaşımı çerçevesinde eş bütünleşme ilişkisi bulunmuştur. Bu eş bütünleşme ilişkisi kurulan ARDL modeli çerçevesinde incelenmiştir. Analiz sonucunda, savunma harcamalarında yaşanacak %1'lik bir artışın kısa dönemde ise bu etki az olsa da (büyüme oranını %0.075 azaltırken, enflasyon oranını % 0.020 oranında arttırmaktadır) uzun dönem katsayıları dikkate alındığında bu etki ekonomik büyüme oranını yaklaşık olarak % 0.36 oranında azaltırken, enflasyon oranını ise % 0.30 oranında arttırmaktadır. Savaş dönemlerinin etkisinin yakalanabilmesi için

kullanılan kukla değişken yardımıyla, savaş dönemlerinde savunma harcamalarının GSMH içindeki payının yaklaşık olarak 3 kat arttırıldığı sonucuna ulaşılmıştır. Ayrıca her iki ülke için savunma harcamaları ile cari işlemler hesabının GSMH oranı arasında istatistiksel olarak anlamlı bir ilişki bulunamamıştır.

Son olarak çalışmanın en önemli sınırlaması olan teorik modelin eksikliğinin giderilebilmesi için büyüme dışındaki makroekonomik değişkenleri de kapsayan modellerin geliştirilmesi gerekmektedir. Bu çalışmanın sonucunda zorunlu askerlik hizmetinin makro ekonomik büyüklükler üzerinde etki yaratacağı düşünülmekte ve ilerleyen çalışmalarda zorunlu askerlik sürelerini dikkate alan ve daha fazla ülkeyi içeren çalışmaların yapılması bu çalışmanın sonuçlarının tutarlılığı test etmek açısından yararlı olacağı düşünülmektedir.

Kaynakça

- Baek, E.G. (1991). Defense Spending and Economic Performance in the United States: Some Structural VAR Evidence. *Defence and Peace Economic* 2, 251-264.
- Clemente, J., Montañes, A., & Reyes, M. (1998). Testing for a unit root in variables with a double change in the mean. *Economics Letters*, 59(2), 175-182.
- Dritsakis, N. (2004). Defense spending and economic growth: an empirical investigation for Greece and Turkey. *Journal of Policy Modeling*, 26(2), 249-264.
- Engle R. E., Granger C.W. J. (1987). *Econometrica* Vol.55, No.2, 241-276
- Erdogdu, O. S. (2008). Political decisions, defense and growth. *Defence and Peace Economics*, 19(1), 27-35.
- Fosu, A. ve Magnus F.J. (2006). Bounds Testing Approach to Cointegration: An Examination of Foreign Direct Investment Trade and Growth Relationships. *American Journal of Applied Sciences* 3(11), 2079-2085.
- Görkem, H., & Serkan, Işık. (2008). Türkiye'de Savunma Harcamaları ve Ekonomik Büyüme Arasındaki İlişki (1968-2006). *Marmara Üniversitesi İİBF Dergisi*, 25(2), 405-424.
- Granger, C. W. (1969). Investigating causal relations by econometric models and cross-spectral methods. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 424-438.
- Haseeb, M., Bakar, N. A. A., Azam, M., Hassan, S., & Hartani, N. H. (2014). The Macroeconomic Impact of Defense Expenditure on Economic Growth of Pakistan: An Econometric Approach. *Asian Social Science*, 10(4), p203.
- Hepsağ, A. (2009). Türkiye'de Enflasyon ile İşsizlik Arasındaki İlişkinin Analizi: Sınır Testi Yaklaşımı. *İktisat Fakültesi Mecmuası*, Cilt 59, Sayı 1, 174-188.
- Hirnissa, M. T., Habibullah, M. S., & Baharom, A. H. (2009). Military Expenditure and Economic Growth in Asean-5 Countries. *Journal of sustainable development*, 2(2).
- IMF (International Monetary Found) Yearbook of International Financial Statistics, çeşitli yıllar
- İpek, E. (2009). *Savunma Harcamaları ve Makroekonomik Büyüklükler Arasındaki İlişki*. Yayınlanmamış Yüksek Lisans Tezi, Ankara Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü.
- Kamas, L., Joyce, J.P. (1993). Money, Income and Prices under Fixed Exchange Rates: Evidence from Causality Tests and VARs. *Journal of Macroeconomics*, 15 (4), 747-768.
- Kinsella, D. (1990). Defence spending and economic performance in the United States: a causal analysis. *Defence and Peace Economics*, 1(4), 295-309.
- Narayan, P. K. (2004). Fiji's tourism demand: the ARDL approach to cointegration. *Tourism Economics*, 10(2), 193-206.
- Narayan P.K, Narayan, S. (2005). Estimating Income and Price Elasticities of Imports for Fiji in A Cointegration Framework. *Economic Modelling*, Volume 22, Issue 3.
- Özsoy, O. (2008a). Defence spending and the macroeconomy: The case of Turkey. *Defence and Peace Economics*, 19(3), 195-208.
- Özsoy, O. (2008b). Government Budget Deficits, Defence Expenditure and Income Distribution: The case of Turkey. *Defence and Peace Economics*, 19(1), 61-75.

- Özsoy, O., İpek, E.(2010). The Relationship Between Defense Spending and Macroeconomic Variables. *International Journal of Economics and Finance Studies* Vol 2, No 1, 2010 ISSN: 1309-8055 (Online) pg. 103-111
- Payne, J.E. ve Ross, K.L. (1992). Defense spending and the macroeconomy. *Defense Economics* 3, 161–168.
- Pesaran M. H., Shin Y., Smith, R. J. (2001). Bounds Testing Approaches to the Analysis of Level Relationships. *Journal of Applied Econometrics*, John Wiley & Sons, Ltd., vol. 16(3), pages 289-326.
- Pesaran, M. H. (1996). The role of economic theory in modelling the long run. *Economic Journal*, Vol 107,178-191
- Pesaran, M. H., Shin, Y., Smith, R. J. (1996). Testing for the Existence of a Long-run Relationship. *Cambridge Working Papers in Economics* 9622, Faculty of Economics, University of Cambridge.
- Pesaran, M. Hashem, Shin, Y., Smith, R.J. (1999). Bounds Testing Approaches to the Analysis of Long-run Relationships. *Cambridge Working Papers in Economics* 9907, Faculty of Economics, University of Cambridge
- Pesaran, M.H., Shin, Y. (1995). An Autoregressive Distributed Lag Modelling Approach to Cointegration Analysis. *Cambridge Working Papers in Economics* 9514, Faculty of Economics, University of Cambridge.
- Sezgin, S. (2011). Defence Expenditure and Economic Growth in Turkey and Greece: A Cointegration Analysis. *Sosyal Bilimler Enstitüsü Dergisi*, 1(1).
- Shahbaz, M., Afza, T., & Shabbir, M. S. (2013). Does defence spending impede economic growth? Cointegration and causality analysis for Pakistan. *Defence and Peace Economics*, 24(2), 105-120.
- SIPRI (Stockholm International Peace Research Institute), Yearbook (çeşitli yıllar), Taylor & Francis, London.
- Toda, H. Y., & Yamamoto, T. (1995). Statistical inference in vector autoregressions with possibly integrated processes. *Journal of econometrics*, 66(1)
- Yıldırım J., Sezgin S., Öcal N. (2005). Military Expenditure and Economic Growth in Middle Eastern Countries: A Dynamic Panel Data Analysis. *Defence and Peace Economics*, Vol. 16(4), August, 283–295
- 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.
- Türkiye Cumhuriyeti Dış İşleri Bakanlığı web sitesi: (<http://www.mfa.gov.tr/turkiye-israil-siyasi-iliskileri.tr.mfa>) Erişim Tarihi: 08.03.2013