

# GELİŞMİŞ VE GELİŞMEKTE OLAN ÜLKELERDE SAVUNMA HARCAMALARININ İKTİSADİ BÜYÜME ÜZERİNDE ETKİSİ: G20 ÜLKELERİ İÇİN MUKAYESELİ BİR ANALİZ

Mehmet ÖZCAN\*

Öz

*Savunma harcamaları iktisadi büyüme ilişkisi, birbirinden oldukça farklı sonuçlara ulaşmış birçok çalışma ile incelenmiştir. Bu çalışmada G20 ülkeleri örneklemi gelişmiş ve gelişmekte olan ülkeler olarak iki parçaya ayırılmış, oluşturulan iki panel veri seti için savunma harcamalarının iktisadi büyüme üzerindeki etkisi araştırılmıştır. Bu çalışmada iktisadi teorik alt yapı için, Barro (1990) büyüme modelindeki üretim fonksiyonundan faydalanılmıştır. Bu fonksiyona göre toplam kamu harcamalarının her bir alt kaleminin iktisadi büyüme üzerindeki etkisi farklıdır. Yatay kesit bağımlılık sorununun dikkate alan yöntemler ile gerçekleştirilen ekonometrik analizler sonrası, gelişmiş G20 ülkelerinde savunma harcamaları ile iktisadi büyüme arasında istatistiki olarak anlamlı bir ilişki bulunamamışken, aralarında Türkiye'nin de bulunduğu gelişmekte olan G20 ülkelerinde savunma harcamalarının iktisadi büyümeyi pozitif yönde etkilediği tespit edilmiştir. Ancak elde edilen bulgular bu sonucun tek başına değerlendirilmemesi gerektiğine işaret etmektedir. Çünkü toplam kamu harcamalarının iktisadi büyümeye olan negatif etkisi, gelişmekte olan ülkelere göre yaklaşık iki kat daha fazladır. Savunma harcamaları da toplam kamu harcamalarının bir parçası olduğundan, iktisadi büyüme üzerinde tespit edilen pozitif etki dikkatli yorumlanmalıdır.*

**Anahtar Kelimeler:** Savunma Harcamaları, İktisadi Büyüme, Yatay Kesit Bağımlılık

## THE EFFECT OF DEFENSE SPENDING ON ECONOMIC GROWTH IN DEVELOPED AND DEVELOPING COUNTRIES: A COMPARATIVE ANALYSIS FOR G20 COUNTRIES

**Abstract**

*The relationship between defense expenditures and economic growth has been examined in many studies that have reached quite different results. In this study, the sample of G20 countries was divided into two parts as developed and developing countries, and the effect of defense expenditures on economic growth is investigated for the two panel data sets. In this study, the production function in the growth model of Barro (1990) is used for the economic theoretical basis. According to this function, the effect of each sub-item of total public expenditure on economic growth is different. After econometric analyses carried out with methods taking into account the problem of cross-section dependence, no statistically significant relationship between defense expenditure and economic growth was found in developed G20 countries. Nevertheless, defense spending in developing G20 countries, including Turkey, has been found to have a positive effect on economic growth. However, the findings indicate that this result should not be evaluated alone. Because the negative impact of total public expenditures on economic growth is nearly twice as much in developing countries compared to developed ones. Since defense expenditures are also included in the total government spending, the observed positive effect on economic growth should be interpreted carefully.*

**Keywords:** Defense Expenditures, Economic Growth, Cross-Sectional Dependency

\* Dr. Araştırma Görevlisi, Karamanoğlu Mehmetbey Üniversitesi, İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi, mehmetozcan@kmu.edu.tr, ORCID: 0000-0001-9082-0894

## GİRİŞ

Taksonomik adıyla düşünen insan veya modern insan (Homo Sapiens) medeniyetini ve dolayısıyla tarihini şekillendiren en mühim eylemler savaşlar olmuştur. Bir insan toplumunun kendi arzu, istek ve iradesini diğer insan toplumlarına cebren kabul ettirmek şeklinde tanımlanabilen savaş, tarafı olan tüm toplumların gerek iktisadi (fiziki ve beşerî sermaye) gerek manevi kaynaklarının (kültürel ve sanatsal miras) hızla tüketilmesine neden olduğundan bir felaket olarak da değerlendirilebilir. Toplumlar kendilerini tarih sahnesinden silebilecek bu felaketten kaçınmak adına binlerce yıldır savunma için profesyonel kurumlar olan ordular kurmakta ve bu kurumlar için ciddi iktisadi ve beşerî fedakarlıklarda bulunmaktadır. Bu çerçevede değerlendirildiğinde, modern ekonomi teorisinin savunma harcamalarının iktisadi faktörler üzerindeki etkilerini konu alması Benoit'in (1978) çalışması ile başlamıştır.

İktisat teorisi kapsamında savunma harcamalarının potansiyel etkilerini araştırmadan önce savunma harcaması kavramının makul bir tanımı yapılmalıdır. Asiloğulları (2020)'nin çalışması savunma harcamalarının tanımı hakkında literatürdeki kapsamlı çalışmalardan birini sunmaktadır. Bu çalışmada ampirik bir araştırma sonrası mukayese hedeflendiğinden daha analitik ve sayılara dökülebilen bir tanıma ihtiyaç duyulmuştur. Araştırmacılara uzun yıllardır savunma harcamaları konusunda düzenli ve güvenilir veri sağlayan Stockholm Uluslararası Barış Araştırma Enstitüsü (Stockholm International Peace Research Institute, SIPRI) savunma harcamalarını;

- i. Askeri personele verilen maaş ve çeşitli ödenekler,
- ii. Düzenlenen operasyonların maliyetleri,
- iii. Her türlü silah ve ekipman alımları için yapılan harcamalar,
- iv. Askeri üs ve altyapı inşaatları,
- v. Silah ve savunma sanayisi için ayrılan araştırma ve geliştirme ödenekleri,
- vi. Merkezi yönetim, komuta ve destek maliyetleri,

kalemlerinin toplamı olarak tanımlamakta ve yaklaşık 170 ülke için savunma harcamaları verilerini derleyip paylaşmaktadır (d'Agostino, Dunne ve Pieroni, 2017, ss. 3). Literatürdeki hemen hemen tüm ampirik çalışmalarda olduğu gibi bu çalışmada da SIPRI'nin tanımı ve verileri esas alınacaktır.

Bir sonraki bölümde değinileceği üzere savunma harcamalarının iktisadi büyüme üzerindeki etkisi üzerinde iki temel görüş mevcuttur. Keynesyen görüş, bir ekonominin potansiyel istihdam düzeyinin altında olması durumunda savunma harcamalarının iktisadi büyümeyi olumlu yönde tetikleyeceğini iddia ederken,

Neoklasik yaklaşım, savunma harcamalarının dışlama etkisi yaratarak iktisadi büyümeyi negatif etkileyeceği savını öne sürmektedir.

Buradaki iki farklı görüş çerçevesinde bu çalışmanın amacı, gelişmiş ve gelişmekte olan G20 ülkeleri için oluşturulan panel veri setlerinden faydalanılarak savunma harcamalarının büyüme üzerindeki etkisini bu ülke grupları arasında karşılaştırmalı olarak analiz etmektir. Bu amaca yönelik Barro (1990) büyüme teorisinden elde edilen ve d'Agostino vd. (2017)'nin savunma harcamaları ile güncelledikleri ekonometrik modelden faydalanılmıştır. Çalışmada, ilgili modele teorik anlamda bir katkı sunmaktan çok daha önce uygulamalı çalışmalara konu olmayan bir örnekleme dikkate alarak, ülke alt grupları arasındaki farklılıkları ortaya koymak hedeflenmiştir. Özellikle gelişmekte olan ülkelerin istihdam konusunda potansiyellerinin altında oldukları varsayılırsa, gelişmekte olan ülkeler için savunma harcamalarının iktisadi büyümeyi yükselteceği beklenebilir. Bir başka ifade ile gelişmekte olan ülkeler için Keynesyen, gelişmiş ülkelerde ise Neoklasik savın geçerli olması beklenir. Ampirik çalışmada savunma harcamaları ile iktisadi büyüme arasındaki ilişki hakkında bu iki savın geçerliliği araştırılacaktır.

## **1. SAVUNMA HARCAMALARI VE İKTİSADİ BÜYÜME**

Kamu harcamalarının bir parçası olarak düşünüldüğünde savunma harcamalarının iktisadi büyüme üzerindeki etkisi iki farklı pencereden değerlendirilebilir. İlk olarak Keynesyen toplam talep yaklaşımı çerçevesinde değerlendirilen savunma harcamalarının iktisadi büyümeyi pozitif yönde etkileyeceği beklenir. Çünkü, Keynesyen yaklaşıma göre eğer ekonomi tam istihdam düzeyinin altında ise kamu harcamaları, yatırımları, istihdamı ve toplam geliri arttırmaktadır. Ayrıca savunma harcamalarının ekonomideki diğer üretim kanallarını da olumlu etkileyerek pozitif bir yayılma (*Spillover*) etkisi yaratması da muhtemeldir (d'Agostino vd., 2017, ss. 2).

Savunma harcamaları-büyüme ilişkisine yönelik bir diğer yaklaşım da Neoklasik iktisadi okulun savunma harcamalarının iktisadi büyümeyi negatif yönde etkileyeceğini öne süren çıkarımıdır. Buna göre kamu kaynaklarının savunmaya ayrılması, eğitim, sağlık ve alt yapı hizmetleri gibi iktisadi büyümeyi kalıcı olarak olumlu yönde etkileyecek kamu yatırımlarının ertelenmesine neden olmakta ve bu durum da iktisadi büyümenin önünde yapısal bir engel oluşturmaktadır. Buna ek olarak vergi ve borçlanma ile finanse edilen savunma harcamaları özel sektör yatırımlarını da dışlayarak büyümeyi olumsuz etkilemektedir (Yıldırım, Sezgin ve Öcal, 2005, ss. 283-284).

Savunma harcamalarının bir diğer önemli etkisi iktisadi ajanların beklentileri üzerindedir. Savunma harcamalarının artması iktisadi ajanlar tarafından genişletici bir maliye politikası olarak algılanır ve bu politikanın devam edeceği beklentisi bütçe açığının ciddi boyutlara ulaşacağı beklentisini de doğurur. Bütçe açığının tasarrufları düşürmesi ile birlikte uzun vadede fiyatlar genel düzeyini, toplam çıktıyı ve faizleri yükselteceği görüşü; bütçe açığının ileride vergi yükü olacağını öngören özel sektörün ve hane halkının tasarrufları artırması ile uzun vadede fiyatlar genel düzeyi, toplam çıktı ve faizlerin değişmeyeceği görüşü literatürde tartışılmaktadır (Özsoy, 2008, ss. 61-62).

Bu çalışmanın analitik çerçevesi Barro'nun (1990) çalışmasında ortaya konan büyüme modelinin üretim fonksiyonuna dayanmaktadır. Buna göre Barro'nun (1990) tanımladığı Cobb-Douglas tipi üretim fonksiyonu aşağıdaki gibidir:

$$y = f(k_t, g_{it}) = Ak_t^{1-\alpha-\beta-\delta} g_{1t}^\alpha g_{2t}^\beta g_{3t}^\delta \quad (1)$$

Burada  $y$  toplam çıktıyı,  $k_t$  toplam fiziki sermayeyi,  $g_{1t}$ ,  $g_{2t}$  ve  $g_{3t}$  ise çeşitli kamu harcaması kalemlerini temsil etmektedir.  $\alpha$ ,  $\beta$  ve  $\delta$  parametreleri ise modelde yer alan kamu harcamaları kalemlerinin verimliliğini ifade eder. Eşitlik (1)'den de anlaşılacağı üzere Barro (1990), kamu harcamalarının toplam çıktıya katkı sağlayıcı ve verimli (productive) olduğunu kabul eder. Toplam kamu harcamalarının sabit bir vergi oranı ile finanse edildiği varsayılırsa;

$$G_t = \tau y_t, \quad 0 < \tau < 1 \quad (2)$$

Veri oranı  $\tau = G_t/y_t$ , kamu harcamalarının toplam çıktıdaki payını temsil eder. Ayrıca bu oran devletin ekonomi içerisindeki büyüklüğü olarak da yorumlanır. Kamu politika yapıcıları bu vergi kaynağını farklı kamu harcama kalemleri arasında paylaşırlar:

$$g_i = \omega_i \tau y_t \quad (3)$$

Burada  $\omega_i$  her bir kamu harcama kalemine ayrılan vergi gelirinin payını göstermektedir. Barro (1990), kamu harcamalarının büyümeyi etkilediğini ancak farklı kamu harcaması kalemlerinin birbirlerinden farklı oranlarda iktisadi büyümeyi etkileyeceğini öne sürmüş ve büyüme modelinde Eşitlik (1), Eşitlik (2) ve Eşitlik (3) çerçevesinde bu iddiasına yer vermiştir. Barro (1990)'nun çalışmasından hareketle d'Agostino vd. (2017), savunma harcamaları-büyüme ilişkisini öne çıkaran aşağıdaki panel regresyon modelini önermişlerdir:

$$y_{it} = \beta_1(g_{it}/Y_{it}) + \beta_2(m_{it}/g_{it}) + \Phi Z' + \mu_i + \eta_t + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

Eşitlik (4)'de  $y_{it}$  kişi başı GSYH'daki büyüme oranını,  $y_{it}$  GSYH'yi,  $g_{it}$  toplam kamu harcamalarını,  $m_{it}$  savunma harcamalarını,  $Z'$  matrisi modele eklenen kontrol değişkenlerini,  $\mu_i$  ülkeler arası sabit etkileri ve  $\eta_t$  ise zamanlar arası sabit etkiyi göstermektedir. Bu modelde kamu harcamaları ve savunma harcamaları doğrudan büyüme ile ilişkilendirilmez. Kamu harcamalarının toplam gelir içerisindeki payı ve savunma harcamalarının toplam kamu harcamaları içerisindeki payı modelde yer almaktadır. Burada, Barro'nun (1990) altını çizdiği doğrultuda, devletin toplam ekonomideki payının ve üretken bir kamu harcaması olarak savunma harcamalarının kamu harcamaları içerisindeki ağırlığının iktisadi büyüme üzerindeki etkisi tahmin edilmek istenir (d'Agostino vd., 2017, ss. 3-4). Eşitlik (4)'ten yola çıkarak bu çalışma için aşağıdaki panel regresyon modeli oluşturulmuştur:

$$y_{it} = \beta_1 sh_{it} + \beta_2 kh_{it} + \beta_3 yr_{it} + \mu_i + \eta_t + \xi_{it} \quad (5)$$

Eşitlik (5)'de  $y_{it}$  kişi başı GSYH'daki büyüme oranını,  $sh_{it}$  savunma harcamalarının toplam kamu harcamaları içerisindeki payını,  $kh_{it}$  toplam kamu harcamalarının GSYH içerisindeki payını,  $yr_{it}$  bir kontrol değişkeni olarak modele eklenen sabit sermaye oluşumunun GSYH içindeki payını temsil etmektedir.  $\mu_i$  ve  $\eta_t$  Eşitlik (4)'de olduğu gibi sırasıyla birim ve zaman boyutları için sabit etkiyi,  $\xi_{it}$  ise tüm standart varsayımları sağlayan bir hata terimini göstermektedir. Bu model ile öncelikli olarak amaçlanan  $sh_{it}$  ile  $y_{it}$  arasındaki ilişkiyi kontrol eden  $\beta_1$  parametresinin incelenen tüm panel veri setleri için sağlıklı bir tahminini gerçekleştirerek yorumlamaktır.

## **2. SAVUNMA HARCAMALARI İKTİSADİ BÜYÜME İLİŞKİSİ HAKKINDA GÜNCEL ÇALIŞMALAR**

Savunma harcamaları ve büyüme ilişkisi üzerine literatürdeki güncel uygulamalı çalışmalara değinmeden önce Kollias, Manolas ve Paleologou (2004) ve Lee ve Chen (2007) tarafından yürütülen çalışmalarda da vurgulandığı üzere literatürde üzerinde mutabık kalınmış bir savunma harcamaları-büyüme ilişkisi tanımı olmadığı vurgulanmalıdır. Oldukça farklı ve çeşitli sonuçların elde edildiği bu literatür, savunma harcamaları ile büyüme arasında pozitif yönlü bir ilişki tespit edebilen çalışmalar ile negatif yönlü bir ilişki tespit eden çalışmalar olarak iki parçada sunulacaktır.

Savunma harcamalarının iktisadi büyüme üzerinde negatif etkisi olduğu sonucuna ulaşan güncel çalışmalar; Gölpek, Köse ve Doğan (2020), Özer (2020), Aytan ve Yılığör (2019) ve Özsoy (2008) olarak sıralanabilir.

Diğer yandan savunma harcamalarının iktisadi büyümeyi olumlu yönde etkilediği sonucuna ulaşan güncel çalışmalar ise; Karakaya ve (2020), Artekin, Konya ve Karaçor (2019), Bayraktar'ın (2019), Sezgin ve Yağtug (2019), Çevik ve Bektaş (2019), Altiner (2019), Yıldırım vd. (2005) ve Alptekin ve Levine'in (2012)'dir. Tü u çalışmaları kapsayan literatür özeti Tablo 1'de verilmiştir:

**Tablo-1. Literatür Özeti**

Yazar(lar)	Örneklem / Dönem	Yöntem	Bulgu
Kollias, Manolas ve Paleologou (2004)	15 Avrupa Birliği Üyesi Ülke / 1960- 2000	Granger Nedensellik ve Eşbütünleşme Analizi	İktisadi büyümeden Askeri harcamalara doğru tek yönlü bir nedensellik tespit edilmiş, her ülkenin kendi savunma politikası doğrultusunda politika geliştirdiği belirtilmiştir.
Yıldırım, Sezgin ve Öcal (2005)	13 Orta Doğu Ülkeleri / 1989- 1999	Dinamik Panel Veri Modelleri	İlgili ülke grubu için Savunma harcamalarının iktisadi büyümeyi pozitif yönde etkilediği sonucuna ulaşılmıştır.
Lee ve Chen (2007)	Tayvan / 1960-2002	Doğrusal Olmayan Eşik Regresyon Modeli	1973 ve 1982 yıllarında tecrübe edilen enerji krizleri eşik modeller ile daha sağlıklı modellenmiş, savunma harcamalarının çok yüksek seviyelere çıkması durumunda büyümeyi olumsuz etkilediği sonucuna erişilmiştir.
Özsoy (2008)	Türkiye / 1965-2003	Vektör Otoregresif (VAR) Modeller	Savunma harcamalarının bütçe açığını arttırdığını tespit etmiştir. Bütçe açığının büyüme üzerindeki etkisi negatif olacağından, savunma harcamalarının büyümeyi olumsuz etkilemesine yönelik bir beklentinin üzerinde durulmuştur.
Alptekin ve Levine'in (2012)	32 Farklı Uygulamalı Çalışma	Meta Analizi	İncelenen araştırmalar çerçevesinde Savunma harcamalarının büyümeyi olumlu yönde etkilediği sonucuna ulaşılmıştır. Ancak bu ilişkinin doğrusal olmadığına altı çizilmiştir.
Altiner (2019)	OECD Üyesi Ülkeler / 1995-2016	Simetrik ve Asimetrik Panel Nedensellik Analizi	Ekonomik büyüme ile kamu harcamalarının birbirini desteklediğini, özellikle sürdürülebilir ekonomik büyüme için uygulanacak politikalarda kamu harcamalarının büyük öneme sahip olduğunu göstermektedir.
Artekin, Konya ve Karaçor (2019)	G7 Ülkeleri / 1970-2018	Panel Eşbütünleşme ve Nedensellik Analizi	Savunma harcamalarının ekonomik büyüme üzerindeki etkisinin pozitif olduğu ve Savunma harcamaları ile ekonomik büyüme arasında karşılıklı nedensellik ilişkisi tespit edilmiştir.

*Gelişmiş ve Gelişmekte Olan Ülkelerde Savunma Harcamalarının İktisadi Büyüme Üzerindeki Etkisi:  
G20 Ülkeleri İçin Mukayeseli Bir Analiz*

Aytan ve Yılmaz (2019)	OECD Üyesi Ülkeler / 1993-2015	Panel Eşbütünleşme ve Nedensellik Analizi	Ar-Ge'ye yönelik kararların ekonomik büyüme; ekonomik büyüme için alınan kararların da Ar-Ge'yi desteklediği, ancak savunma harcamalarına yapılan yatırımların Ar-Ge'de ve Ar-Ge'deki yatırımların da savunma sanayisinde etkili olmadığı tespit edilmiştir.
Bayraktar (2019)	Türkiye / 1990-2017	Granger Nedensellik Analizi	Savunma harcamaları ile cari işlemler dengesi arasında uzun dönemde pozitif bir nedensellik tespit edilmiştir. Buna karşın savunma harcamaları ile GSYH büyümesi arasında kısa dönemde negatif nedensellik tespit edilmiş, işsizlik ve enflasyon arasında ise hem kısa hem de uzun dönemde negatif bir nedensellik belirlenmiştir.
Çevik ve Bektaş (2019)	Türkiye / 1968-2017	VAR Modelleri ve Nedensellik Analizi	Savunma harcamalarından ekonomik büyümeye yönelik tek yönlü bir nedensellik ilişkisi tespit edilmiştir. Etki-tepki analizi sonuçları savunma harcamalarındaki beklenmedik bir artışa GSYH'nin vermiş olduğu tepkinin uzun dönemde negatif ve istatistiksel olarak anlamlı olduğu gösterilmiştir.
Sezgin ve Yağtuğ (2019)	Türkiye / 1980-2016	Granger Nedensellik Analizi	Savunma harcamalarının ekonomik büyüme üzerindeki etkisi kısa dönemde ekonomik büyümeden savunma harcamalarına doğrudur ve nedensellik ilişkisinin tek taraflı ve %10 anlamlılık seviyesinde olduğu ortaya konmuştur.
Gölpek, Köse ve Doğan (2020)	G8 Ülkeleri / 2000-2016	Panel Nedensellik Analizi	Analiz sonuçlarına göre, değişkenler arasında herhangi bir nedensellik ilişkisi bulunamamıştır. G8 ülkelerinde savunma harcamalarına dayalı bir ekonomik büyümenin olmadığı açıkça gösterilmektedir.
Karakaya ve Şahinoğlu (2020)	Türkiye / 1984-2016	Eşbütünleşme Analizleri ve Granger Nedensellik Analizi	Hem savunma harcamaları hem de teknolojik değişim, uzun ve kısa vadede ekonomik büyüme üzerinde olumlu etkiye sahiptir. Granger nedensellik testi sonuçlarına göre savunma harcamaları ile ekonomik büyüme arasında çift yönlü bir nedensellik ilişkisi vardır.
Özer (2020)	Türkiye / 1960-2017	Fourier Eşbütünleşme Analizi	Eşbütünleşme analizi sonuçları savunma harcamaları ile ekonomik büyüme arasında uzun dönemli ilişki olmadığını tespit edilmiştir. Buna göre savunma harcamaları, ekonomik büyümeyi teşvik etmek amacıyla kullanılabilir bir araç değildir.

### 3. YÖNTEM

Üzerinde durulmadığı takdirde, panel veri regresyon modellerindeki parametre tahminlerinin etkinliğini, tutarlılığını ve sapmasızlığını tehdit eden yatay kesit bağımlılık, önemli bir sorundur. Driscoll ve Kraay (1998), Phillips and Sul (2003) ve Pesaran (2006) tarafından oldukça detaylı olarak ele alınan yatay kesit bağımlılık sorunu standart hata tahminlerinin de sapmalı olarak hesaplanmasına sebebiyet vermektedir. Ayrıca yatay kesitle ilişkili panel veri setlerinin değişkenler arasındaki ilişkinin ortaya konması adına ilişkisiz panel veri setlerine göre daha az bilgi taşıdığı da vurgulanmaktadır (Cameron ve Trivedi, 2005, ss. 702).

Bu soruna yönelik ekonometri literatüründeki birçok analiz güncellenmiş ve yatay kesit bağımlılık altında güvenilir sonuçlar veren yeni yöntemler geliştirilmiştir. Öncelikli olarak yatay kesit bağımlılığın tespiti için Pesaran (2004), mevcut Breusch ve Pagan (1980) test istatistiğini geliştirerek güncel bir test istatistiği önermiştir. Ardından, yatay kesit bağımlılığa sahip panel veri setleri için regresyon parametrelerinin tahminini mümkün kılan Ortak İlişkili Etkiler Ortalama Grup (OİEOG) tahmincisi Pesaran (2006) tarafından literatüre eklenmiştir. Takip eden yılda ise yine Pesaran (2007) tarafından yatay kesit bağımlılık altında panel değişkenlerin durağanlık durumunu sınavan bir birim kök testi ortaya konmuştur. Bu çalışmada incelenecek panel veri setlerinin tamamında yatay kesit bağımlılık sorunu ile karşılaşılması beklenmektedir. Bu nedenle sırasıyla Pesaran'ın yatay kesit bağımlılık sorunu için geliştirdiği yöntemleri izah edilecektir.

Bu çalışmanın uygulamasına Pesaran (2004) yatay kesit bağımlılık sınavması ile başlanacaktır. Pesaran (2004) çalışması aşağıdaki gibi ifade edilen bir regresyon modeli ile açıklanabilir:

$$y_{it} = \alpha_i + \kappa' x_{it} + u_{it}, \quad i = 1, \dots, N \quad t = 1, \dots, T \quad (6)$$

Eşitlik (6)'da  $y_{it}$  bağımlı değişken vektörünü,  $\kappa$  tahmin edilecek parametreler vektörünü,  $x_{it}$  açıklayıcı değişkenler matrisini,  $N$  toplam birim sayısını,  $T$  zaman boyutunda toplam gözlem sayısını ve  $u_{it}$  ise bağımsız özdeş dağılıma sahip hata terimi vektörünü ifade etmektedir. Pesaran (2004), yatay kesit bağımlılık testinin alternatif hipotezi hata teriminin birimler arasında ilişkili (korelasyonlu) olduğunu iddia eder. Hata terimlerinin diğer standart özelliklerinin değişmediği kabul edilir. Yatay kesit bağımlılığın varlığını sınavan test istatistiği için yokluk ve alternatif hipotez aşağıdaki gibi gösterilir:

$$\begin{aligned} H_0: \rho_{ij} &= \rho_{ji} = \text{cor}(u_{it}, u_{jt}) = 0 \\ H_1: \rho_{ij} &= \rho_{ji} \neq 0 \end{aligned} \quad i \neq j \text{ için} \quad (7)$$



Hipotezlerde görülen  $\rho_{ij}$  ve  $\rho_{ji}$  aşağıdaki gibi tanımlanır:

$$\rho_{ij} = \rho_{ji} = \frac{\sum_{t=1}^T u_{it}u_{jt}}{(\sum_{t=1}^T u_{it}^2)^{1/2}(\sum_{t=1}^T u_{jt}^2)^{1/2}} \quad (8)$$

Tüm bu tanımlanan eşitliklerin yardımı ile Pesaran (2004) ( $P_{cd}$ ) test istatistiği aşağıdaki gibidir:

$$P_{cd} = \sqrt{\frac{2T}{N(N-1)}} \left( \sum_{i=1}^{N-1} \sum_{j=i+1}^N \hat{\rho}_{ij}^2 \right) \quad (9)$$

Eşitlik (9) ile gösterilen Pesaran (2004) test istatistiği, kendisinden önceki yatay kesit bağımlılık sınaması için kullanılan Breusch ve Pagan (1980) aksine birim boyutu ( $N$ ) büyük, zaman boyutu ( $T$ ) ise sonlu olduğu durumda tutarlılık özelliğini kaybetmemektedir (Keskin ve Aksoy, 2019, ss. 6).  $P_{cd}$  test istatistiği bir çok farklı senaryo için simülasyon çalışmalarına tabi tutulmuş ve uygulamada bir çok panel veri setine uygulanmış ve güvenilir sonuçlar elde edilmiştir (De Hoyos ve Sarafis, 2006, ss. 485-486).

Yatay kesit bağımlılık yapısal iktisadi modellere dayanan panel regresyon modellerinin parametre tahminlerinin de sağlık bir şekilde hesaplanmasını engellemektedir. Bu bağlamda Pesaran (2006), bu sorunun üstesinden gelebilmek için Ortak İlişkili Etkiler Ortalama Grup Tahmincisi adı verilen yeni bir tahminci önermiştir. Örnek bir panel veri seti için  $i = 1, \dots, N$  birim boyutunu,  $t = 1, \dots, T$  ise zaman boyutunu temsil ettiği varsayılırsa Pesaran (2006) aşağıdaki panel regresyon modelini merkezine alır:

$$y_{it} = \beta_i x_{it} + e_{it} \quad (10)$$

Burada;

$$e_{it} = a_{1i} + \lambda_i f_t + \varepsilon_{it} \quad (11)$$

şeklinde tanımlanır. Eşitlik (10)'da  $y_{it}$  ve  $x_{it}$  panel değişkenler,  $\beta_i$  birimlere özel eğim parametresidir.  $e_{it}$  hata terimidir. Eşitlik (11) ile tanımlanan hata terimi ise birimler arası heterojenliği temsil eden zamandan bağımsız grup sabit etkileri ( $a_{1i}$ ) ve yatay kesit bağımlılığı ifade eden gözlenemeyen ortak etkileri ( $f_t$ ) içerir.  $\varepsilon_{it}$  ise  $x_{it}$ 'den bağımsız dağılıma sahip ve standart varsayımları sağlayan bir hata terimidir.  $\varepsilon_{it}$ ,  $x_{it}$ 'den bağımsız olmasına karşın, gözlenemeyen ortak etkiler  $f_t$ ,  $x_{it}$  ile ilişkili olabilir. Bu durumda  $x_{it}$  aşağıdaki gibi tanımlanmalıdır:

$$x_{it} = a_{2i} + \lambda_i f_t + v_{it} \quad (12)$$

Burada,  $v_{it}$ ,  $\varepsilon_{it}$  gibi kovaryans durağan bağımsız ve özdeş dağılıma sahip bir hata terimi,  $a_{2i}$  ise  $x_{it}$  değişkeni için birimlere özel sabit etkileri göstermektedir. Eşitlik (10), Eşitlik (11) ve Eşitlik (12) çerçevesinde Ortalama Grup (Mean Group, MG) tahminciler sınıfına giren tahmincilerin tamamı iki adımlı temel bir sürece sahiptir. İlk adımda Eşitlik (10) ile ifade edilen panel regresyon modeli her bir birim için ayrı ayrı En Küçük Kareler (EKK) yöntemi ile tahmin edilir. İkinci adımda ise ilk adımda her bir parametre için elde edilen  $N$  adet tahminin ortalaması alınır ve panel regresyon modelin ilgili parametresinin tahmini olarak raporlanır. Pesaran'ın (2006) OİEOG tahmincisi de bu iki adımlı süreci takip eder. Ancak yatay kesit bağımlılıktan kurtulmak için Eşitlik (10) ile gösterilen regresyon modeline açıklayıcı değişken olarak değişkenlerin yatay kesit ortalamalarını ekler:

$$y_{it} = \beta_i x_{it} + \varpi_i \bar{y}_t + \zeta_i \bar{x}_t + e_{it} \quad (13)$$

Burada  $\bar{y}_t$  ve  $\bar{x}_t$ 'nin gözlenemeyen ortak etkiler  $f_t$ 'yi temsil ettiği kabul edilir. Uygulamada bu yöntem, değişkenler arasındaki ilişkiyi temsil eden parametrelerin tutarlı tahminlerini sunmakta oldukça başarılıdır. Ayrıca yatay kesit ortalama değişkenler  $\bar{y}_t$  ve  $\bar{x}_t$ 'e ait parametre tahminleri iktisadi olarak yorumlanabilir bir anlam taşımadıklarından göz ardı edilirler (Eberhardt, 2012, ss. 63-64).

Yatay kesit bağımlılığın ortaya çıkardığı sorunlar birim kök sınamalarının da güvenilirliğini sorgulatmıştır. Daha sonra ekonometri literatüründe ikinci nesil panel birim kök testleri olarak anılacak yeni test istatistikleri geliştirilmiştir. Bunlardan bazıları; Phillips ve Sul (2003), Bai ve Ng (2004), Moon ve Perron (2004) ve Pesaran (2007) tarafından yürütülen çalışmalardır. İncelenen panel veri setlerindeki değişkenlerin birim kök sınaması, Pesaran (2007) birim kök testi ile gerçekleştirilecektir. Pesaran (2007) yaklaşımının çıkış noktası aşağıdaki panel yatay kesit genişletilmiş Dickey ve Fuller (Cross sectionally augmented Dickey and Fuller, CADF) modelidir:

$$\Delta y_{it} = \delta_i + \varphi_i y_{it-1} + c_i \bar{y}_{t-1} + d_i \Delta \bar{y}_t + \varepsilon_{it} \quad (14)$$

Dikkat edilirse Eşitlik (14) ile ifade edilen panel otoregresif model ile Eşitlik (13)'de gösterilen yapısal panel model arasındaki benzerlikler görülebilir. Özünde, Pesaran 2006 yılındaki çalışması ile ortaya koyduğu yaklaşımı panel otoregresif modellere genişleterek birim kök yokluk hipotezinin sınanabileceği bir yeni yöntem önermektedir. Eşitlik (14)'de  $\bar{y}_{t-1} = (1/N) \sum_{i=1}^N y_{it-1}$  ve  $\Delta \bar{y}_t = (1/N) \sum_{i=1}^N \Delta y_{it}$  şeklinde ifade edilebilir. Pesaran (2007) çalışmasının önerdiği ve sınamadığı hipotezler aşağıdaki gibidir:

$$H_0: \varphi_i = 0 \quad \forall i \quad (15)$$

$$H_1: \varphi_i < 0 \quad \forall i = 1, \dots, N_1, \varphi_i = 0 \quad \forall i = N_1 + 1, \dots, N \quad (16)$$

$H_0$  yokluk hipotezinin sınanması için Eşitlik (14) her bir birim için tahmin edilir ve  $\varphi_i$  parametresinin  $t_i(N, T)$  istatistiği hesaplanır. Ardından, Pesaran (2007) çalışmasının yatay kesit genişletilmiş Im, Pesaran ve Shin (Cross Sectionally Augmented Im, Pesaran and Shin, CIPS) olarak da adlandırılan test istatistiği aşağıdaki gibi tanımlanır:

$$CIPS = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N t_i(N, T) \quad (17)$$

CIPS test istatistiğinin asimptotik ve küçük örnek performansı ve kritik değerleri Pesaran (2007) tarafından detaylıca izah edilmiş ve raporlanmıştır.

## 4. UYGULAMA

### 4.1. Veri Seti

Çalışmada kullanılacak değişkenler, incelenen Barro (1990) büyüme modeli çerçevesinde belirlenmiştir. Bu değişkenler, kişi başı GSYH'deki büyüme ( $y_{it}$ ), savunma harcamalarının toplam kamu harcamaları içerisindeki payı ( $sh_{it}$ ), kamu harcamalarının GSYH içerisindeki payı ( $kh_{it}$ ) ve kontrol değişkeni olarak sabit sermaye oluşumunun GSYH içerisindeki payı olarak belirlenmiştir. Çalışmada G20 ülkeleri temel alınarak, üç ülke grubu dikkate alınmıştır. Bunlar G20 içindeki gelişmiş (*Advanced*) ekonomiye sahip ülkeler, ekonomisi gelişmekte (*Emerging*) olan ülkeler ve G20'nin tamamıdır. Gelişmiş-gelişmekte olan ekonomi ayrımı Uluslararası Para Fonu'nun (International Money Fund, IMF) sınıflandırmasına göre yapılmıştır. Buna göre, Amerika Birleşik Devletleri, Almanya, Birleşik Krallık, Fransa, İtalya, Japonya, Kanada, Avustralya ve Güney Kore gelişmiş ekonomiler olarak sınıflandırılırken, Brezilya, Hindistan, Rusya, Çin, Meksika, Türkiye, Endonezya, Arjantin, Güney Afrika ve Suudi Arabistan ise gelişmekte ekonomiler olarak sınıflandırılmaktadır.

Tüm değişkenler 2000-2018 yılları arasında G20 üyesi 19 ülke için gözlenmiştir. G20'nin bir üyesi Avrupa Birliği olduğundan analize dahil edilmemiştir. Değişkenlerin, oluşturulan panel veri setlerine göre temel istatistikleri Tablo 2'de verilmiştir.  $sh_{it}$  verileri SIPRI'nın Askeri Harcamalar veri tabanından, diğer değişkenlere ait veriler ise Dünya Bankası Dünya Kalkınma Göstergeleri (World Development Indicators) veri tabanından elde edilmiştir.

**Tablo-2.** İncelenen Değişkenlerin Temel İstatistikleri

Grup	Değişken	Ortalama	Medyan	Standart Sapma	Çarpıklık	Baskılık	Minimum	Maksimum
Gelişmiş Ülkeler	$y_{it}$	1.384	1.466	2.015	-0.577	6.125	-5.712	8.153
	$sh_{it}$	5.569	4.244	3.678	1.387	4.110	2.408	20.980
	$kh_{it}$	18.598	19.028	2.800	-0.322	2.967	10.900	24.126
	$yr_{it}$	22.797	22.453	3.871	0.457	2.696	14.946	31.750
Gelişmekte Olan Ülkeler	$y_{it}$	3.802	4.344	4.163	-0.630	3.707	-11.855	14.231
	$sh_{it}$	8.090	5.725	7.171	1.892	5.917	1.605	32.653
	$kh_{it}$	15.457	15.502	4.591	0.336	2.689	6.532	30.003
	$yr_{it}$	24.189	21.753	7.565	0.990	3.229	11.961	44.519
G20 Ülkeleri	$y_{it}$	2.657	2.118	3.533	-0.051	4.016	-11.855	14.231
	$sh_{it}$	6.896	4.702	5.914	2.270	8.524	1.605	32.653
	$kh_{it}$	16.945	17.840	4.152	-0.237	2.702	6.532	30.003
	$yr_{it}$	23.530	22.070	6.132	1.219	4.583	11.961	44.519

Temel istatistikler incelendiğinde göze çarpan en önemli detay  $sh_{it}$  ve  $kh_{it}$  değişkenlerinin ortalama değerlerinin gruplar arası gösterdiği farklılıklardır. Örneğin savunma harcamalarının kamu harcamaları içindeki payının G20 ortalaması yaklaşık %6.9 iken, gelişmiş ülkelerin ortalaması yaklaşık %5.6, gelişmekte olan ülkelerin ortalaması ise yaklaşık %8.1'dir. Bu ortalamalar açıkça gelişmekte olan ülkelerin, savunmaya kamu harcamalarında daha fazla ağırlık verdiklerini göstermektedir. Kamu harcamalarının GSYH'ya oranı değişkeninin ortalama değerleri incelendiğinde ise tam tersi bir durum gözlenmektedir. Gelişmiş ülkelerin kamu harcamalarının toplam gelir içindeki payı, G20 ortalamasının yaklaşık %1.5 üzerinde iken, gelişmekte olan ülkelerin kamu harcamaları-gelir oranı ortalaması G20 ortalamasının yaklaşık %1.5 altındadır.

#### 4.2. Bulgular

İncelenen panel veri setinde tespit edilecek yatay kesit bağımlılık uygulanacak tüm ekonometrik yöntemleri değiştireceğinden ampirik çalışmaya ilk olarak Pesaran (2004) yatay kesit bağımlılık testinin uygulaması ile başlanmıştır. Her bir değişken ve Eşitlik (5)'deki modelin sabit etkiler regresyonu kalıntılarına uygulanan Pesaran (2004) yatay kesit bağımlılık test sonuçları Tablo 3'de verilmiştir.

**Tablo-3.** Pesaran (2004) Yatay Kesit Bağımlılık Test Sonuçları

Değişkenler	Gelişmiş Ülkeler		Gelişmekte Olan Ülkeler		G20 Ülkeleri	
	Test İstatistiği	p Değeri	Test İstatistiği	p Değeri	Test İstatistiği	p Değeri
$y_{it}$	16.22	0.00	11.69	0.00	24.63	0.00
$sh_{it}$	9.34	0.00	7.72	0.00	16.48	0.00
$kh_{it}$	12.97	0.00	10.01	0.00	21.81	0.00
$yr_{it}$	4.11	0.00	14.16	0.00	5.92	0.00
$\hat{\epsilon}_{it}$	21.98	0.00	14.38	0.00	8.56	0.00

$\hat{\epsilon}_{it}$ , her bir ülke grubu sabit etkiler regresyon modelinden tahmin edilen kalıntıları temsil etmektedir.

Tablo 3'teki test sonuçları, tüm değişkenler ve oluşturulan panel veri setleri için yatay kesit bağımlılığın olmadığı yönündeki yokluk hipotezinin açıkça reddedilebileceğini göstermektedir. Öyleyse incelenen 4 değişken ve 3 panel veri grubu için uygulanacak ampirik analizlerin tamamında yatay kesit bağımlılığı dikkate alan yöntemler kullanılmalıdır. Buna göre ilk olarak incelenen panel değişkenlerin durağanlık durumları, yatay kesit bağımlılık durumu için geliştirilen ikinci nesil birim kök testi Pesaran (2007) ile sınanmış ve sonuçlar Tablo 4'te verilmiştir.

**Tablo-4.** İkinci Nesil Birim Kök Test Sonuçları

Değişkenler	Gecikme	Gelişmiş Ülkeler				Gelişmekte Olan Ülkeler				G20 Ülkeleri			
		Sabit		Sabit ve Trend		Sabit		Sabit ve Trend		Sabit		Sabit ve Trend	
		Test İst.	p-değeri	Test İst.	p-değeri	Test İst.	p-değeri	Test İst.	p-değeri	Test İst.	p-değeri	Test İst.	p-değeri
$y_t$	0	-3.74	<b>0.00</b>	-4.03	<b>0.00</b>	-3.27	<b>0.00</b>	-2.65	<b>0.00</b>	-4.13	<b>0.00</b>	-3.40	<b>0.00</b>
	1	-0.82	0.21	-0.74	0.23	-1.33	<b>0.09</b>	0.59	0.72	-2.05	<b>0.02</b>	0.09	0.54
	2	-0.10	0.46	0.06	0.52	-4.36	<b>0.00</b>	0.33	0.63	-3.79	<b>0.00</b>	-1.24	0.11
	3	1.73	0.96	-0.04	0.48	-0.01	0.50	2.28	0.99	0.73	0.77	2.69	1.00
$sh_{it}$	0	0.82	0.79	2.06	0.98	-1.20	0.11	-0.18	0.43	-3.06	<b>0.00</b>	-1.26	0.11
	1	-2.72	<b>0.00</b>	-2.32	<b>0.01</b>	-2.48	<b>0.01</b>	-1.50	<b>0.07</b>	-5.38	<b>0.00</b>	-3.05	<b>0.00</b>
	2	1.20	0.89	0.85	0.80	-1.53	<b>0.06</b>	-0.11	0.46	-2.59	<b>0.01</b>	-0.76	0.22
	3	2.86	1.00	2.67	1.00	-0.09	0.46	2.50	0.99	0.36	0.64	2.32	0.99
$kh_{it}$	0	3.39	1.00	3.54	1.00	-0.75	0.23	2.06	0.98	-0.15	0.44	2.11	0.98
	1	2.68	0.99	4.77	1.00	-2.19	<b>0.01</b>	0.32	0.63	-2.59	<b>0.01</b>	0.05	0.52
	2	3.36	1.00	4.20	1.00	-1.96	<b>0.03</b>	1.90	0.97	-1.09	0.14	2.44	0.99
	3	4.96	1.00	3.93	1.00	1.28	0.90	2.60	1.00	2.38	0.99	5.01	1.00
$yr_{it}$	0	1.09	0.86	2.79	0.99	-2.65	<b>0.00</b>	-1.71	<b>0.04</b>	-2.72	<b>0.00</b>	-0.50	0.31
	1	-0.46	0.32	1.61	0.95	-2.93	<b>0.00</b>	-0.71	0.24	-2.48	<b>0.01</b>	-0.08	0.47
	2	0.40	0.66	1.76	0.96	-2.25	<b>0.01</b>	-1.65	<b>0.05</b>	-2.86	<b>0.00</b>	-0.27	0.39
	3	2.01	0.98	2.54	0.99	-2.48	<b>0.01</b>	0.49	0.69	-1.57	<b>0.06</b>	0.15	0.56

**Koyu punto** ile gösterilen p-değerleri, birim kök yokluk hipotezinin en fazla %10 anlamlılık düzeyi için reddedilebildiği test istatistiklerini göstermektedir.

Değişkenlerin birim kök test sonuçlarına göre, gelişmekte olan ülkeler panel veri seti ve G20 ülkeleri panel veri seti için tüm değişkenlerde birim kök yokluk hipotezi ez fazla %10 anlamlılık düzeyi için reddedilebilmiştir. Dolayısı ile gelişmekte olan ülkeler ve G20 ülkeleri panel veri seti için doğrudan yatay kesit bağımlılığı dikkate alan Pesaran (2006) Ortak İlişkili Etkiler Ortalama Grup tahmincisi ile Eşitlik (5)'de ifade edilen model tahmin edilebilir. Gelişmiş ülkeler panel veri setinde ise  $y_{it}$  ve  $sh_{it}$  değişkenleri durağan bulunabilmişken, diğer değişkenler için birim kök yokluk hipotezi reddedilememiştir. Bu durumda gelişmiş ülkeler için değişkenler arasındaki ilişkinin ortaya çıkarılması yapısal regresyon modeli tahmini ile mümkün değildir. Gelişmiş ülkeler panel veri seti için panel gecikmesi dağıtılmış otoregresif model (*Autoregressive Distributed Lag Model, ARDL*) tahmin edilmelidir. Ayrıca, tüm ülke grupları için değişkenlerin birinci farkların durağanlığı da sınanmış ve tüm seriler durağan bulunmuştur. Bu şartlar altında Eşitlik (5)'nin gelişmekte olan ülke ve G20 ülkeleri panel veri seti için elde edilen parametre tahminleri Tablo 5'te verilmiştir.

**Tablo-5.** Yapısal Model Parametre Tahminleri

Yöntem:Pesaran (2006) Ortak İlişkili Etkiler Ortalama Grup tahmincisi						
Bağımlı Değişken: $y_{it}$						
Değişkenler	Gelişmekte Olan Ülkeler			G20 Ülkeleri		
	Wald $\chi^2$ : 11.88 p değeri: 0.008			Wald $\chi^2$ : 19.57 p değeri: 0.000		
	Kök Ortalama Kare Hata: 1.3046			Kök Ortalama Kare Hata: 1.0589		
	Katsayı	Z İst.	p değeri	Katsayı	Z İst.	p değeri
$sh_{it}$	1.377	2.410	0.016	0.556	1.280	0.201
$kh_{it}$	-0.906	-2.450	0.014	-0.754	-2.580	0.010
$yr_{it}$	0.391	1.960	0.051	0.422	3.350	0.001

Tablo 5'e göre modeller aşağıdaki gibi yazılabilir:

$$y_{it}^{Gelişmekte\ Olan\ Ülkeler} = 1.377sh_{it} - 0.906kh_{it} + 0.391yr_{it} \quad (18)$$

$$y_{it}^{G20\ Ülkeleri} = 0.556sh_{it} - 0.754kh_{it} + 0.422yr_{it} \quad (19)$$

Tablo 5'te sunulan parametre tahminleri incelendiğinde, gelişmekte olan ülkeler için tüm parametre tahminlerinin en fazla %10 anlamlılık düzeyinde istatistiki olarak anlamlı olduğu görülmektedir. Böylece gelişmekte olan ülkeler için değişkenler arasındaki ilişki doğrudan iktisadi çerçevede yorumlanabilir. G20 ülkelerinin tamamını kapsayan veri seti için hesaplanan parametre tahminlerinden

$sh_{it}$  değişkenine ait olan parametre tahmini hariç diğer tahminler istatistiki olarak anlamlıdır. Burada, G20 ülkelerini içeren örneklem için savunma harcamalarının kamu harcamaları içerisindeki payının iktisadi büyüme üzerinde anlamlı bir etkisinin olmadığı görülmektedir. Ayrıca Wald  $\chi^2$  test istatistiklerinin sonucu her iki model için elde edilen parametre tahminlerinin tamamının istatistiki olarak anlamlı olduğunu göstermektedir.

Gelişmekte olan ülkeler için birim kök test sonuçları klasik yöntemlerin dışında dinamik bir panel model tanımlanmasını ve tahmin edilmesini gerekli kılmıştır. Bu bağlamda, Barro (1990) büyüme modelinden yola çıkılarak oluşturulan ve Eşitlik (5)'de ifade edilen yapısal modelin ARDL (1,1,1,1) olarak belirlenmiş dinamik panel modeli ise;

$$y_{it} = \mu_i + \delta_{10}sh_{it} + \delta_{11}sh_{it-1} + \delta_{20}kh_{it} + \delta_{21}kh_{it-1} + \delta_{30}yr_{it} + \delta_{31}yr_{it-1} + \lambda_i y_{it-1} + \varepsilon_{it} \quad (20)$$

olarak ifade edilebilir. Eşitlik (18) ile gösterilen ARDL modelinin hata düzeltme modeli ise aşağıdaki gibi oluşturulabilir:

$$\Delta y_{it} = \phi_i (y_{it-1} - \eta_{0t} - \eta_{1t}sh_{it} - \eta_{2t}kh_{it} - \eta_{3t}yr_{it}) - \delta_{11}sh_{it} - \delta_{21}kh_{it} - \delta_{31}yr_{it} + \varepsilon_{it} \quad (21)$$

Burada;

$\eta_{0t} = \frac{\mu_i}{1-\lambda_i}$ ,  $\eta_{1t} = \frac{\delta_{10}+\delta_{11}}{1-\lambda_i}$ ,  $\eta_{2t} = \frac{\delta_{20}+\delta_{21}}{1-\lambda_i}$ ,  $\eta_{3t} = \frac{\delta_{30}+\delta_{31}}{1-\lambda_i}$  ve  $\phi_i = -(1-\lambda_i)$  olarak şekillenir (Pesaran, Shin ve Smith, 1999, ss. 627-628). Burada  $\eta$  parametreleri uzun dönem ilişki parametreleri iken  $\delta$  parametreleri ise kısa dönem ilişki parametreleridir. Bu modelde dikkat edilmesi gereken parametre ise  $\phi$  ile ifade edilen hata düzeltme veya diğer adıyla uyarılama hızı parametresidir. Eğer değişkenler arasında anlamlı bir uzun dönem ilişkisi mevcut ise  $\phi$  parametresinin negatif, mutlak değerce birden küçük ve en önemlisi istatistiki olarak sıfırdan farklı (istatistiki olarak anlamlı) olması gerekmektedir. Bu şartları sağlayan bir hata düzeltme parametre tahmini gerçekleştirilirse uzun dönem ilişki parametre tahminlerinin işaret ettiği bir iktisadi ilişki yorumlanabilir olur (Pesaran vd., 1999, ss. 628). Bu çalışmada incelenen ve Eşitlik (5) ile ifade edilen yapısal model için literatürdeki Pesaran vd. (1999), Asongu, El Montasser ve Toumi (2016), Mallick, Mallesh ve Behera (2016) ve d'Agostino vd. (2017) çalışmalarında olduğu gibi bir gecikme esas alınarak oluşturulan ARDL hata düzeltme modeli parametre tahminleri Tablo 6'te verilmiştir.

**Tablo-6.** ARDL Modeli Parametre Tahminleri

Yöntem: Pesaran vd. (1999) Havuzlanmış Ortalama Grup tahmincisi								
Log Olabilirlik: -161.954								
	Uzun Dönem				Kısa Dönem			
	Sabit	$sh_{it}$	$kh_{it}$	$yr_{it}$	$\Delta sh_{it}$	$\Delta kh_{it}$	$\Delta yr_{it}$	$\phi_i$
Katsayı	13.087	0.096	-0.549	-0.082	0.334	-1.094	0.966	-0.991
Z İst.	11.370	0.980	-7.000	-1.540	0.800	-2.590	4.100	-14.720
p-değeri	0.000	0.328	0.000	0.122	0.423	0.010	0.000	0.000

Tablo 6'daki parametre tahminlerine göre Eşitlik (21) aşağıdaki gibi ifade edilebilir:

$$\Delta y_{it} = -0.991(y_{it-1} - 13.087 - 0.096sh_{it} + 0.549kh_{it} + 0.082yr_{it}) + 0.334\Delta sh_{it} - 1.094\Delta kh_{it} + 0.966\Delta yr_{it} \quad (22)$$

Tablo 6 ve Eşitlik (22)'deki parametre tahminlerine göre, öncelikle kontrol edilmesi gereken hata düzeltme parametresi tahmininin gerekli koşulları sağlayıp sağlamadığıdır.  $\phi_i$ 'in -0.991 olan tahmin değeri negatif, mutlak değerce birden küçük ve en önemlisi istatistiki olarak anlamlıdır. Bu sonuç, incelenen panel veri seti için değişkenler arasında anlamlı bir uzun dönem ilişkisi olduğunun göstergesidir. Öyleyse parametre tahminleri değerlendirildiğinde, gelişmiş ülkeler için savunma harcamalarının kamu harcamaları içindeki payının iktisadi büyüme üzerinde ne uzun dönemde ne de kısa dönemde istatistiki olarak anlamlı bir etkisinin bulunmadığı görülmektedir. Benzer şekilde sabit sermaye oluşumunun da gelişmiş G20 ülkelerinde uzun dönem için iktisadi büyüme üzerinde anlamlı bir etkisi bulunmamaktadır. Uzun ve kısa dönemde iktisadi büyüme üzerinde anlamlı etkiye sahip tek değişken kamu harcamalarıdır. Kamu harcamaları ise hem uzun hem de kısa dönemde gelişmiş ülkelerde iktisadi büyümeyi negatif etkilemektedir.

İncelenen panel değişkenler arasında anlamlı bir uzun dönem ilişkisinin varlığından emin olabilmek adına literatürde Bildirici (2014), Asongu vd. (2015)'de de uygulandığı gibi birinci ve ikinci nesil panel eşbütünleşme testleri gelişmiş G20 ülkeleri panel veri setine uygulanmıştır. Burada Birinci nesil panel eşbütünleşme testleri Kao (1999) ve Pedroni (2004) iken ikinci nesil eşbütünleşme testi Westerlund (2007)'dir. Eşbütünleşme testi sonuçları Tablo 7'de sunulmuştur.



**Tablo-7.** Birinci ve İkinci Nesil Eşbütünleşme Testi Sonuçları

Kao (1999)			Pedroni (2004)			Westerlund (2007)		
Test Tipi	Test İst.	p değeri	Test Tipi	Test İst.	p değeri	Test Tipi	Test İst.	p değeri
MDF t	-1.664	0.048	MPP t	0.212	0.416	$G_{\tau}$	-2.573	0.01
DF t	-4.317	0.000	PP t	-5.812	0.000	$G_{\alpha}$	-4.883	0.01
ADF t	-3.861	0.000	ADF t	-5.926	0.000	$P_{\tau}$	-5.707	0.03
UMDF t	-11.837	0.000				$P_{\alpha}$	-4.308	0.014
UDF t	-8.776	0.000						

DF: Dickey-Fuller  
MDF: Modified Dickey-Fuller  
ADF: Augmented Dickey-Fuller  
UMDF: Unadjusted modified Dickey-Fuller

UDF: Unadjusted Dickey-Fuller  
PP: Phillips-Perron  
MPP: Modified Phillips-Perron

Tablo 7'deki sonuçlara göre Kao (1999), Pedroni (2004) ve Westerlund (2007) çalışmalarında ortaya konan panel eşbütünleşme testlerinden biri hariç tamamı, panel değişkenler arasında uzun dönemli istatistiki olarak anlamlı bir eşbütünleşme ilişkisinin olmadığını ifade eden yokluk hipotezini reddedebilmektedir. Buna göre, Tablo 6'da verilen  $\phi_i$  parametre tahmininin işaret ettiği gibi incelenen panel veri setindeki değişkenler arasında anlamlı bir eşbütünleşik ilişki mevcuttur ve tahmin edilen uzun dönem parametre tahminleri güvenilirdir.

## TARTIŞMA VE SONUÇ

Savunma harcamaları ile iktisadi büyüme arasındaki ilişkinin anlaşılması için gerçekleştirilen uygulamalı çalışmalarda ortaya konan müşterek bir sonuç bulunmamaktadır. Bu durumu ortaya çıkaran en önemli neden, incelenen ülke grupları ve zaman dilimlerinin farklı olmasıdır. Literatürdeki bu genel görünümünden ötürü bu çalışmada içerisinde Türkiye'nin de bulunduğu bir ülke örnekleme seçilmiş, bu örneklem iktisadi gelişmişlik düzeylerine göre parçalar halinde incelenmiş ve mümkün olan en geniş zaman dilimi için panel veri setleri oluşturulmuştur. Böylece daha güvenilir sonuçlar elde edilmesi hedeflenmiştir.

Uygulanan ekonometrik yöntemlerden elde edilen sonuçlara göre altı ilk çizilmesi gereken husus, G20 ülkeleri için kamu harcamaları içerisindeki savunma harcamaları payının büyümeye olan etkisinin gelişmişlik düzeyine olan bağlılığıdır. G20 ülkelerinin tamamını ve G20 içindeki gelişmiş ekonomileri kapsayan analizlerde savunma harcamalarının iktisadi büyüme üzerinde istatistiki olarak anlamlı bir etkisi bulunamamıştır.

Buna karşın, Türkiye'nin de içinde bulunduğu gelişmekte olan ülkeler için elde edilen bulgulara göre kamu harcamaları içerisindeki savunma payının iktisadi büyüme üzerindeki etkisi istatistiki olarak anlamlı olmakla beraber tahmin edilen parametre değeri yaklaşık 1.38'dir. Bu değere göre, savunma harcamalarının toplam kamu harcamaları içerisindeki payı %1 artarsa, gelişmekte olan G20 ülkelerinde kişi başı GSYH'deki büyüme %1.38 artmaktadır. Bu durum savunma harcamaları büyüme arasında oldukça olumlu bir ilişkiyi işaret etmektedir. Ancak, bu olumlu ilişki toplam kamu harcamalarının GSYH'ya oranı ile büyüme arasında tespit edilen negatif ve istatistiki olarak anlamlı ilişkiden bağımsız değerlendirilmemelidir. Çünkü savunma harcamaları nihayetinde bir kamu harcaması alt kalemidir.

Gelişmekte olan ülkelere gelişmiş ülkelere göre kamu harcamaları GSYH oranının büyüme üzerindeki negatif etkisi daha büyüktür. Tablo 5'te gelişmekte olan ülkeler için  $kh_{it}$  değişkenine ait parametre tahmini yaklaşık -0.91 iken Tablo 6'da gelişmiş ülkeler için ilgili parametre tahmini yaklaşık -0.55'dir. Devletin toplam ekonomi içerisindeki payının artması, iktisadi büyümeyi, gelişmekte olan ülkelere gelişmiş ülkelere nazaran nerdeyse iki kat daha fazla olumsuz etkilemektedir. Dolayısıyla savunma harcamalarının büyüme üzerindeki etkisi kamu harcamalarının büyüme üzerindeki etkisinden bağımsız düşünülemez. Barro (1990) büyüme modelinin vurgulamak istediği bir diğer önemli sonuç da kamu harcamaları alt kalemleri ile toplam kamu harcamaları arasında gözlenen bu durumdur. Bir başka ifade ile kamu harcamaları toplam geliri arttırıcı olmayabilir ancak bazı alt kalem kamu harcamaları toplam geliri arttırıcıdır. Bulgular, Barro (1990)'nın işaret ettiği bu durumu da gelişmekte olan ülkeler için kanıtlanmıştır.

Parametre tahminleri, sabit sermaye oluşumunun büyüme üzerindeki etkisinin de ülke grupları için farklılaştığını göstermektedir. Buna göre gelişmiş ülkelere sabit sermaye oluşumunun toplam çıktı içerisindeki payı arttıkça iktisadi büyüme az miktarda olsa da bu durumdan olumsuz etkilenmektedir. Ancak gelişmekte olan ülkeler için hesaplanan tahmin değerlerine göre sabit sermaye oluşumunun toplam çıktı içindeki payını %1 arttırmak ekonomiyi yaklaşık olarak %0.4 büyütmektedir. Çalışmanın ana odak noktası olmasa da G20 ülkeleri arasında bu konuda da bir farklılaşma olduğu vurgulanmalıdır.

Bulgulara göre G20 içindeki gelişmekte olan ülkelere istihdam seviyesinin tam istihdamın altında olacağı varsayılırsa ki bu varsayımın sınanması başka bir çalışmanın konusudur, savunma harcamaları ile büyüme arasında Keynesyen yaklaşımın geçerli olduğu söylenebilir. Bu durumda gelişmekte olan G20 ülkeleri

için toplam kamu harcamaları arttırılmadan, harcama kalemlerinin kompozisyonunu savunma harcamaları lehine değiştirmek, ilgili ülkelerin iktisadi büyümesini olumlu yönde etkileyecektir. Çalışmanın bulguları ışığında, gelişmekte olan G20 ekonomilerinden biri olan Türkiye'nin de kamu harcamaları içerisinde, Ar-Ge faaliyetleri ve üretime yönelik savunma sanayi projelerine ağırlık vermesi önerilebilir. Hali hazırda yürütülen birçok yerli savunma sanayi projesi ve gelecekte planlanan savunma projelerinin, toplam kamu harcamaları disiplini bozmadan kamu kaynakları tarafından finanse edilmesi, Türk ekonomisinin gelişmiş ekonomi sınıfına geçişi için önemli bir politika stratejisi olma potansiyeli taşımaktadır.

## KAYNAKÇA

- Alptekin, A. ve Levine, P. (2012). Military Expenditure and Economic Growth: A Meta-Analysis. *European Journal of Political Economy*, 28(4), 636-650.
- Altınar, A. (2019). OECD Ülkelerinde Kamu Harcamaları ve Ekonomik Büyüme İlişkisi: Panel Simetrik ve Asimetrik Nedensellik Analizi. *Atatürk Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Dergisi*, 33(3), 849-870.
- Artekin, A. Ö., Konya, S. ve Karaçor, Z. (2019). Savunma Harcamalarının Ekonomik Büyümeye Etkisi: G7 Ülkeleri Üzerine Ampirik Bir Uygulama. *International Economic Reserach and Financial Markets Congress*, 7-9 Kasım, Gaziantep, Türkiye, 111.
- Asiloğulları, M. (2020). Türkiye’de Savunma Harcamalarının Enflasyon Üzerindeki Etkisi (1960-2017). *Savunma Bilimleri Dergisi*, 19(37), 125-157.
- Asongu, S., El Montasser, G. ve Toumi, H. (2016). Testing the Relationships Between Energy Consumption, CO 2 Emissions, and Economic Growth in 24 African Countries: A Panel ARDL Approach. *Environmental Science and Pollution Research*, 23(7), 6563-6573.
- Aytan, D. S. ve Yılığör, M. (2019). Savunma Harcamaları ve Ar-Ge Harcamalarının Ekonomik Büyüme Üzerine Etkileri: Panel Veri Analizi. *International Conference on Applied Economics and Finance*, 16-17 Kasım, Balıkesir, Türkiye, 98.
- Bai, J. ve Ng, S. (2004). A PANIC Attack on Unit Roots and Cointegration. *Econometrica*, 72(4), 1127-1177.
- Barro, R. J. (1990). Government Spending in A Simple Model of Endogeneous Growth. *Journal of Political Economy*, 98(5, Part 2), 103-125.
- Bayraktar, S. (2019). Savunma Sanayi ve Savunma Harcamalarının Makroekonomik Etkileri: Türkiye Örneği, Yayınlanmamış Yüksek Lisans Tezi, Marmara Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü, İstanbul.
- Benoit, E. (1978). Growth and Defense in Developing Countries. *Economic Development and Cultural Change*, 26(2), 271-280.
- Bildirici, M. E. (2014). Relationship Between Biomass Energy and Economic Growth in Transition Countries: Panel ARDL Approach. *Gcb Bioenergy*, 6(6), 717-726.
- Breusch, T. S. ve 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.

- Cameron, A. C. ve Trivedi, P. K. (2005). *Microeconometrics: Methods and Applications*. Cambridge University Press.
- Çevik, E. İ. ve Bektaş, G. (2019). Savunma Harcamaları ve Ekonomik Büyüme İlişkisi: Türkiye Örneği. *Balkan Sosyal Bilimler Dergisi*, 8(16), 229-236.
- d'Agostino, G., Dunne, J. P. ve Pieroni, L. (2017). Does Military Spending Matter for Long-Run Growth?. *Defence and Peace Economics*, 28(4), 429-436.
- De Hoyos, R. E. ve Sarafidis, V. (2006). Testing for Cross-Sectional Dependence in Panel-Data Models. *The Stata Journal*, 6(4), 482-496.
- Driscoll, J. C. ve Kraay, A. C. (1998). Consistent Covariance Matrix Estimation with Spatially Dependent Panel Data. *Review of Economics and Statistics*, 80(4), 549-560.
- Eberhardt, M. (2012). Estimating Panel Time-Series Models with Heterogeneous Slopes. *The Stata Journal*, 12(1), 61-71.
- Gölpek, F., Köse, Z. ve Doğan, F. C. (2020). Savunma Harcamaları ile Ekonomik Büyüme Arasındaki İlişkinin Analizi: G8 Örneği. *Journal of Academic Researches and Studies*, 12(22), 139-150.
- Kao, C. (1999). Spurious Regression and Residual-Based Tests for Cointegration in Panel Data. *Journal of Econometrics*, 90(1), 1-44.
- Karakaya, C. ve Şahinoğlu, T. (2020). Savunma Harcamaları ve Ekonomik Büyüme İlişkisi: Türkiye Örneği. *Business and Economics Research Journal*, 11(2), 335-351.
- Keskin, H. İ. ve Aksoy, E. (2019). OECD ve Gelişmekte Olan Ülkelerde Gelir Artışı ve İşgücüne Katılım Arasındaki İlişki: Panel Eşbütünlük Analizi. *Third Sector Social Economic Review*, 54(1), 1-20.
- Kollias, C., Manolas, G. ve Paleologou, S. M. (2004). Defence Expenditure and Economic Growth in the European Union: A Causality Analysis. *Journal of Policy Modeling*, 26(5), 553-569.
- Lee, C. C. ve Chen, S. T. (2007). Non-linearity in the Defence Expenditure–Economic Growth Relationship in Taiwan. *Defence and Peace Economics*, 18(6), 537-555.
- Mallick, L., Malleş, U. ve Behera, J. (2016). Does Tourism Affect Economic Growth in Indian States? Evidence from Panel ARDL Model. *Theoretical & Applied Economics*, 23(1).
- Moon, H. R. ve Perron, B. (2004). Testing for a Unit Root in Panels with Dynamic Factors. *Journal of Econometrics*, 122(1), 81-126.

- Özer, M. O. (2020). Savunma Harcamaları ile Ekonomik Büyüme Arasındaki İlişkinin İncelenmesi: Türkiye için Bir Fourier Eşbütünleşme Testi Uygulaması. Selçuk Üniversitesi Sosyal Bilimler Meslek Yüksekokulu Dergisi, 23(1), 186-197.
- Özsoy, O. (2008). Government Budget Deficits, Defence Expenditure and Income Distribution: the Case of Turkey. Defence and Peace Economics, 19(1), 61-75.
- Pedroni, P. (2004). Panel Cointegration: Asymptotic and Finite Sample Properties of Pooled Time Series Tests with An Application to The PPP Hypothesis. Econometric Theory, 597-625.
- Pesaran, M. H. (2004). General Diagnostic Tests for Cross Section Dependence in Panels. University of Cambridge, Faculty of Economics, Cambridge Working Papers in Economics No. 0435.
- Pesaran, M. H. (2006). Estimation and Inference in Large Heterogeneous Panels with A Multifactor Error Structure. Econometrica, 74(4), 967-1012.
- Pesaran, M. H. (2007). A Simple Panel Unit Root Test in the Presence of Cross-Section Dependence. Journal of Applied Econometrics, 22(2), 265-312.
- Pesaran, M. H., Shin, Y. ve Smith, R. P. (1999). Pooled Mean Group Estimation of Dynamic Heterogeneous Panels. Journal of the American Statistical Association, 94(446), 621-634.
- Phillips, P. C. ve Sul, D. (2003). Dynamic Panel Estimation and Homogeneity Testing Under Cross Section Dependence. The Econometrics Journal, 6(1), 217-259.
- Sezgin, Ş. ve Yağtu, G. (2019) Türkiye’de Savunma Harcamaları ve Ekonomik Büyüme İlişkisi. Avrasya Sosyal ve Ekonomi Araştırmaları Dergisi, 6(8), 1-13.
- Westerlund, J. (2007). Testing for Error Correction in Panel Data. Oxford Bulletin of Economics and Statistics, 69(6), 709-748.
- Westerlund, J. ve Edgerton, D. L. (2007). A Panel Bootstrap Cointegration Test. Economics Letters, 97(3), 185-190.
- Yildirim, J., Sezgin, S. ve Öcal, N. (2005). Military Expenditure and Economic Growth in Middle Eastern Countries: A Dynamic Panel Data Analysis. Defence and Peace Economics, 16(4), 283-295.