

# **Türkiye’de Askeri Harcamalar ile Ekonomik Büyüme Arasındaki İlişkiler (1980-2016)**

## **Relations Between Military Spending and Economic Growth in Turkey (1980-2016)**

Asst. Prof. Dr. Dilek Özdemir (Atatürk University, Turkey)

Prof. Dr. Cevat Gerni (Doğuş University, Turkey)

Asst. Prof. Dr. Ahmet Fatih Aydemir (Atatürk University, Turkey)

Prof. Dr. Ömer Selçuk Emsen (Atatürk University, Turkey)

### **Abstract**

It cannot be said that military expenditure and economic growth relationship have reached a consensus both theoretically and empirically. The basic argument of the claim that military spending will increase national income is that if the economy is unemployed, the increase in spending, including military spending, will increase national income by expanding demand. Whereas, the argument that military spending will have a negative impact on the national income is claimed due to causing the inefficiency of the resources in the economy and thus to suppress the growth by causing resource mobility from productive sectors to the non-productive sectors. On the purpose of determining which of these two opposing ideas whether committed in Turkey’s economy, military expenditures have been added to Solow growth model and econometric analyzes have involved the period of 1980-2016. In the light of findings, it is revealed that second type of hypothesis is valid that military spending has a negative effect on economic growth.

### **1 Giriş**

Genel olarak ekonomik büyümenin belirleyicileri ele alındığında, ekonomik büyümenin arz ve talep kuvvetlerinin eşanlı çalışmasının bir sonucu olarak gerçekleşeceği kabul edilir. Arz boyutuyla reel üretimi besleyen unsurlar büyümenin temel dinamiğini oluşturmaktadır. Bu noktada ülkenin sahip olduğu faktör stokundaki artışlar ile teknoloji düzeyindeki iyileşmeler, çıktı seviyesinde ve dolayısıyla ekonomik büyümede belirleyici unsur konumundadır. Öte taraftan arz boyutunda meydana gelen artışları dengeleyecek bir talep ya da harcama düzeyinin eksikliği veya aşırılığı da ekonomide ya deflasyona ve yahut da enflasyona sebebiyet verebilmektedir. Diğer bir ifadeyle arzın talepten fazla olması deflasyona; talebin arzdan fazla olması da enflasyona yol açabilmektedir.

Savunmaya yönelik harcama kalemleri açısından bakıldığında, ilk etapta askeri harcamalar bir harcama kalemi olması nedeniyle toplam talebin parçası olarak addedilebilir. Ancak, savunma sanayi yatırımları boyutuyla ekonomide bir tür üretimi desteklemesi ve özellikle uzun dönemde Ar-Ge çıktıların sivil sektörde kullanılarak savunma dışı sektörlerde üretime dönüşmesi nedeniyle toplam arzın bir unsuru olarak da görülebilir. Dolayısıyla savunma harcamalarının ekonomik büyümeyi hem besleyen hem de harekete geçiren unsur olarak kabul edilebilir. Arz ve talep yönüyle askeri harcamaların ekonomik büyümede itici güç olabileceği düşünülürken, uzun dönemde sanayi sektörünü besleme kapasitesiyle reel üretimin itici gücü olabilme yeteneğine karşılık; kısa dönemde kaynakların üretken olmayan bir alana kanalize edilmesinin ve özellikle ileri bağlantılarının olmaması nedeniyle ekonomik büyümede negatif etkilerinin olması kuvvetle muhtemeldir.

Bu çalışmada Türkiye ekonomisinde askeri harcamalar ile ekonomik büyüme ilişkileri inceleme konusu yapılmıştır. Böylece Türkiye ekonomisi özelinde askeri harcamaların özellikle kaynakların etkinliğini bozması yönüyle kısa vadede üretimi azaltması beklenebilir. Ancak, hem kronik işsizliğin olduğu hem de bulunduğu coğrafya itibarıyla jeopolitik riskler nedeniyle savunmayı ihmal etmeme gereği nedeniyle Keynesyen iktisat mekanizması çerçevesinde ekonomik büyümeyi desteklemesi beklenebilir. Diğer taraftan hem ileri bağlantılarının olmadığı bir harcama kalemi olarak hem de kaynakların üretken sektörlerden üretken olmayan bir sektöre kanalize edilmesi nedeniyle Klasik iktisadın öngörülleri doğrultusunda ekonomik büyümeyi olumsuz yönde etkileyeceği düşünülebilir.

Bu çerçevede çalışmanın ikinci kısmında askeri harcamalar ile ekonomik büyüme ilişkileri üzerine zaman serilerini içeren uygulamalı araştırmalardan bir özet sunulacaktır. Üçüncü kısımda literatürden hareketle model belirlemesi yapılarak ekonometrik analizlere yer verilecektir. Sonuç kısmında ise çalışmadan elde edilen bulguların değerlendirilmesi yoluna gidilerek Türkiye özelinde politika çıkarımlarında bulunulmaya çalışılacaktır.

### **2 Askeri Harcamalar ve Ekonomik Büyüme Literatür Özetleri**

Genel anlamda uygulamalı çalışmalarda askeri harcamaların ekonomik büyüme üzerine etkileri hususu ekonomide güven unsurunu tesis etmesi ve beraberinde pozitif dışsallıklar yaratmasıyla olumlu etkiler yaratacağı; buna karşılık kaynakların etkin kullanımdan uzaklaştırılmasıyla da olumsuz etkiler yaratacağını ileri süren bakış

açılarını içermektedir. Dolayısıyla bu bakış açılarının ilki, klasik iktisat yaklaşımı çerçevesinde askeri/güvenlik harcamalarını verimsiz addeden bakış açısıyla ele almaktadır. Buna karşılık ikinci bakış açısı, Keynesyen perspektifte askeri harcamalar hem ekonomisini eksik istihdamda bulunmasına paralel olarak talep yaratarak canlanma etkileri hem de ekonomide güven unsurunu tesis etme yönüyle büyüme pozitif etkiler yaratacağı ileri sürülmektedir (Aydemir vd., 2016: 437). Bu nedenlerle askeri harcamalar ile büyüme literatüründe de çelişkili sonuçlar elde edilmesine olağan bakılabilir. Uygulamalı çalışmalarda ortaya çıkan bu farklılıkların ise zamana ve ülkeye bağlı olarak değişkenlik göstereceği ileri sürülebilir. Aşağıdaki tabloda askeri harcamalar ile işsizlik/istihdam üzerine yapılmış zaman serisi çalışmaları ve özetleri bulunmaktadır.

Yazar(lar)	Veri Dönemi ve Ülke	Veri	Yöntem	Bulgu
Gokmenoglu vd. (2015)	1988-2013; Türkiye	2005 sabit dolar fiyatlarıyla GSYİH ile askeri harcamaların logaritması	Eş-bütünleşme ve nedensellik testleri	Uzun dönemli ilişkiler bulunmuş ve askeri harcamalardan büyüme doğru ilişki yakalanmıştır.
Farzanegan (2014)	1959-2007; İran	Görece yüksek savunma harcamalarının bütçe ve GSYİH'daki payı, Fert başına askeri harcamalar ile Fert başına GSYİH'nın logaritmaları, savaş ve 11 Eylül gölge değişkenleri	VAR analizleri ve nedensellik testleri	Askeri harcamalardan büyüme doğru tek yönlü nedensel ilişkiler var. Askeri harcamalardaki artışların da gelir artışına pozitif ve anlamlı etkileri söz konusudur.
Khalid ve Mustapha (2014)	1980-2011; Çin	Reel Gayri Safi Yurtiçi Hâsıla, Reel Askeri Harcama, Nüfus	ARDL ve Nedensellik Testi	Uzun dönemde GSYİH askeri harcamalardan etkilememekte, kısa dönemde ise negatif etkilemektedir. Nedensellik testlerinde ise GSYİH'dan askeri harcamalara nedensel ilişkili var.
Selvanathan ve Selvanathan (2014)	1975-2013; Sri Lanka	2005 Fiyatlarıyla GSYİH, Savunma Harcamaları, Kişi Başına düşen GSYİH, Kamu Harcamaları, Savunma Harcamalarının GSYİH oranı, Savunma Harcamalarının Kamu Harcamaları içindeki Payı, Nüfus	Eş-bütünleşme ve Nedensellik testleri	Savunma harcamaları ekonomik büyümeyi pozitif olarak etkilemiştir. Savunma harcamalarından ekonomik büyüme doğru tek yönlü nedensellik vardır.
Kalim ve Hassan (2013)	1972-2009; Pakistan	Sanayi katma değerinin, Hizmetler Sektörünün, Doğrudan Yabancı Sermaye Yatırımlarının ve Askeri Harcamaların GSYİH içindeki payı, Enflasyon	Eş-bütünleşme ve hata düzeltme modeli.	Askeri harcamalar ve enflasyonun hem kısa hem de uzun dönemde fakirliği azaltmada etkili olduğu görülmüştür.
Eryigit vd., (2012)	1950-2005; Türkiye	Eğitim, sağlık ve savunma harcamalarının GSYİH içerisindeki payı ve reel GSYİH	Eş-bütünleşme ve yapısal kırılmalı birim kök testleri	Uzun dönemli ilişki araştırmasında büyüme üzerine eğitim ve sağlık harcamaları pozitif, savunma harcamaları ise negatif ve bu iki değişkeni sıkıştırıcı etkiye sahiptir.
Caruso ve Francesco (2012)	1988-2008; İtalya	Toplam faktör verimliliğinin ölçütü olarak GSYİH/işgücü, sermaye/işgücü, askeri harcamaların GSYİH'ya oranı	En küçük kareler yöntemi	Uzun dönemde askeri harcamaların verimliliği negatif etkiler ve bu harcamalar da ABD ve NATO'dan etkilenmektedir.
Tiwari and Tiwari (2010)	Hindistan	GSYİH, Ulusal Tasarruflar, Toplam Ticaret, Savunma Harcamaları, Toplam İşgücü	Hata düzeltme, Eş-bütünleşme ve Nedensellik testleri.	Savunma harcamaları GSYİH etkisi üzerinde olumsuzdur.
Görkem ve Işık (2008)	1968-2006; Türkiye	Savunma harcamaları, Reel GSMH Büyüme Oranı, GSMH Deflatörü,	Nedensellik Testi ve VAR modeli	Savunma harcamaları ve ekonomik büyüme arasında nedensellik ilişkisi yoktur.
Dunne ve Nikolaidou (2007)	1960-1996; Yunanistan	GSYİH reel büyüme oranı, ulusal tasarrufların, Cari işlemler dengesinin, kamu harcamalarının ve askeri harcamaların GSYİH içindeki payı, reel döviz kuru	Keynesyen eş anlamlı denklemlerle En küçük kareler yöntemi	Askeri harcamalar ekonomik büyümeyi, ticaret dengesini ve ulusal tasarrufları olumsuz ve istatistikî açıdan anlamlı etkilemektedir.

Yazar(lar)	Veri Dönemi ve Ülke	Veri	Yöntem	Bulgu
Mehanna (2004)	1959-2001; ABD	Kişi başına Reel GSYİH ve Kişi başına askeri harcamalar.	Nedensellik testi, Eş-bütünleşme, VAR analizi ve Hata düzeltme modeli	Yapılan analizlerde herhangi bir ilişki olmadığı tespit edilmiştir.
Dritsakis (2004)	1960-2001; Türkiye ve Yunanistan	Türkiye ve Yunanistan'ın Askeri Harcamalarının ve GSYİH oranlarının logaritması	Var Modeli, Eş-bütünleşme ve Nedensellik Testleri.	Her iki ülke için ekonomik büyümeden savunma harcamalarına doğru tek yönlü nedensellik ilişkisi var. Ekonomik büyüme ve savunma harcamaları arasında uzun dönemli ilişki yok.
Abu-Bader and Abu-Qarn (2003)	1975-1998; Mısır 1967-1998; İsrail 1973-1998; Suriye	Toplam Hükümet Harcamalarının, Askeri Harcamaların, Askeri olmayan Hükümet Harcamalarının GSYİH'ya oranına logaritması, Reel GSYİH logaritması, 1991 Mısır Reformu için Gölge değişken, 1985 İsrail Reformu için Gölge değişken.	Çok değişkenli Eş-bütünleşme, VAR analizi ve Hata düzeltme modeli	Askeri yük Mısır, İsrail ve Suriye'nin ekonomik büyümesini olumsuz etkilerken, Askeri olmayan harcamalar İsrail ve Mısırdaki ekonomik büyümeye pozitif etki yaratmıştır.
Kollias (1997)	1954-1993; Türkiye	Ekonomik Büyüme Oranı, Askeri Harcamalar	VAR ve Hata Düzeltme Modeli, Nedensellik Testleri	Savunma Harcamaları ile Ekonomik büyüme arasında herhangi bir nedensel ilişki yoktur.
Sezgin (1997)	1950-1993; Türkiye	Enflasyon Oranı, Nüfus, Reel GSMH Büyümesi, Kişi Başına GSMH, Yatırımların, Merkezi Hükümet Bütçesinin GSMH'ya oranı, Askeri ve Sivil Personel sayısının toplam işgücüne oranı, Nato ve Türkiye'nin Askeri Personel Sayısı, Türkiye'nin Askeri Personel Sayısının NATO'ya oranı	En küçük kareler yöntemi.	Savunma harcamaları ekonomik büyümeyi pozitif anlamda etkilemektedir.

**Tablo 1. Savunma Harcamaları ile Ekonomik Büyüme İlişkileri**

Askeri harcamalar ile işsizlik üzerine ampirik literatür incelendiğinde, elde edilen bulgularda tam bir konsensüsün sağlanmadığı görülür. Yukarıdaki tabloda özet olarak verilen çalışmaların bir kısmında askeri harcamalar ile ekonomik büyüme arasında pozitif ilişki yakalanmışken, bir kısım çalışmalarda da negatif ilişkiler bulunmuş ve bir kısım çalışmalarda ise ilişki olmadığı, yani yansızlığın olduğu tespit edilmiştir.

### 3 Veri, Yöntem ve Uygulama

Bu kısımda öncelikle veri ve model tanıtılmış, uygulanan yöntem kısaca anlatıldıktan sonra uygulama bölümüne geçilmiştir.

#### 3.1 Veri ve Model

Askeri harcamaların büyüme ve verimlilik üzerine etkilerinin incelenmesinin düşünüldüğü çalışmada büyüme ve askeri harcamalar literatüründen Caruso ve Francesco (2012) tarafından oluşturulmuş model baz alınmıştır. Baz alınan çalışma Solow büyüme modeli temellidir:

$$\frac{GSYH}{L} = A \left(\frac{K}{L}\right)^{\beta} e^{\gamma} \left(\frac{K}{L}\right)^{\sum_{i=1}^E \delta_i} T_{i\mu} \quad (1)$$

Burada K (sermaye) ve (L) emek iki girdidir, A toplam faktör verimliliğindeki zaman bağlı değişimi ölçer T trendi ve  $\mu$  da stokastik hatayı sembolize eder. Bu modele askeri harcamalar boyutu eklendiğinde model aşağıdaki şekli alır:

$$\frac{GSYH}{L} = A \left(\frac{ME}{GSYH}\right)^{\alpha-1} \left(\frac{K}{L}\right)^{\beta} e^{\gamma} \left(\frac{K}{L}\right)^{\sum_{i=1}^E \delta_i} T_{i\mu} \quad (2)$$

GSYH askeri harcamaları da kapsamaktadır ve toplam istihdam da askeri personel sayısını içermektedir: Bu noktada toplam faktör verimliliğini temsil eden GSYH/L değeri, askeri ve askeri olmayan harcamalar arasındaki GSYH'nın dağılımına mı bağlıdır sorusunun cevabı  $\alpha$  parametresinin alacağı değere bağlıdır:

(i) şayet  $\alpha=1$  ise, askeri ve askeri olmayan sektörler arasında GSYH'nın dağılımının değişmesi ve her iki sektörde de verimliliğin eşit olması koşuluna bağlı olarak toplam faktör verimliliği değişmemektedir.

(ii) şayet  $\alpha < 1$  ise, askeri sektörün payındaki bir artışın verimlilik üzerine etkisi negatif olacaktır ve böylece askeri olmayan harcamalar daha verimli kabul edilecektir.

(iii) şayet  $\alpha > 1$  ise, askeri sektörün payındaki bir artış verimliliği pozitif etkileyecektir ve buna dayalı olarak askeri harcamaların daha verimli olduğu söylenecektir.

Çalışma verimlilik boyutuyla kurgulandığından, modelin bağımlı değişkeni ile ilk iki bağımsız değişkenin (bu aynı zamanda AP'yi, yani ortalama verimliliği -average productivity- temsil eder) logaritmasının alınması yoluna gidilmiştir. 1980-2016 dönemini kapsayan çalışmada GSYH (2010) sabit fiyatlarla ve sermaye değişkeni (Gross Fixed Capital Formation) GSYH deflatörü ile reelleştirilerek kullanılmıştır. GSYH ve sermaye değişkeni Dünya Bankasından ve istihdam verisi de Quandl veri tabanından elde edilmiştir. Askeri harcamalar ise SIPRI (The Stockholm International Peace Research Institute) Database'den alınmıştır.

### 3.2 Yöntem

Zaman serileriyle yapılan çalışmalarda serilerin birim kök içermesi, yani durağan olmaması sorunu söz konusu olabilmektedir. Zira zaman serisi ile yapılan çalışmalarda durağan olmayan serilere dayalı regresyon analizleri gerçeği yansıtmayacağından, yani sahte/düzmece regresyon sorunsalı doğuracağından, analize tabi tutulacak seriler için durağanlık sınamalarına ihtiyaç vardır. Birim kök araştırma bulgularından hareketle de serilerin tümünün  $I(1)$ 'de durağan olması ya da serilerin bir kısmının  $I(0)$  ve bir kısmının da  $I(1)$ 'de durağan olması halinde uygulanacak eş-bütünleşme testleri de şüphesiz farklılık arz edecektir. Bu çerçevede öncelikle serilerin durağanlık düzeyleri geleneksel birim kök testlerinden olan ADF, bir yapısal kırılmayı içeren Zivot Andrew (1992) ve iki yapısal kırılmayı içeren Lee ve Strazicich (2003) birim kök testleri kullanılmış ve bu testler için uygun gecikme uzunlukları da SC (Schwarz Criterion) kriterine göre belirlenmeye çalışılmıştır.

Yapısal kırılmayı göz önüne alan testler, kırılma döneminin dışsal ya da içsel olarak belirlenmesine göre ayırt edilebilecekleri gibi kırılmanın tek ya da çok olmasına göre de gruplanabilirler. Lee-Strazicich (2003), yapısal kırılmanın içsel ve iki tane olduğu duruma örnekler. Lee-Strazicich test süreci şu şekildedir:

$$y_t = \delta' Z_t + \varepsilon_t, \quad \varepsilon_t = \beta \varepsilon_{t-1} + \varepsilon_t, \quad \varepsilon_t \sim iid N(0, \sigma^2) \quad (3)$$

Burada  $Z_t$  dışsal değişkenler vektörüdür (Lee ve Strazicich, 2003:1082-1083). B modeli trendde bir kerelik kırılmaya izin verdiği için çok fazla anlamlı olmadığından Perron'un ve Zivot-Andrews'in aksine Lee-Strazicich (2003) A ve C modelleriyle çalışmaktadır.

Model A düzeyde iki kırılmaya izin verir ve  $Z_t = [1, t, D_{1t}, D_{2t}]'$  şeklinde ifade edilebilir. Burada  $t \geq T_{Bj} + 1, j = 1, 2$  için  $D_{jt} = 1$  ve diğer durumlarda ise  $D_{jt} = 0$  değerini alır.  $T_{Bj}$  kırılma tarihini gösterir. Model C düzeyde ve trendde iki kırılma içermektedir ve  $Z_t = [1, t, D_{1t}, D_{2t}, DT_{1t}, DT_{2t}]'$  şeklinde ifade edilir. Burada  $t \geq T_{Bj} + 1, j = 1, 2$  için  $DT_{jt} = t - T_{Bj}$  ve diğer durumlarda ise 0 değerini alır. Model A ve Model C'de  $\beta$ 'nin değerine bağlı olarak sıfır ve alternatif hipotezler şu şekildedir:

$$H_0 = y_t = \mu_0 + d_1 B_{1t} + d_2 \beta_{2t} + y_{t-1} + \vartheta_{1t} \quad (4)$$

$$H_a = y_t = \mu_1 + \gamma_t + d_1 D_{1t} + d_2 D_{2t} + \vartheta_{2t} \quad (5)$$

Burada  $\vartheta_{1t}$  ve  $\vartheta_{2t}$  terimleri durağan hata terimlerini;  $t = T_{Bj} + 1, j = 1, 2$  için  $B_{jt} = 1$  ve diğer durumlarda  $B_{jt} = 0$  ve  $d = (d_1, d_2)$  değerini alır. Model C içinse (5) ve (6) nolu eşitliğe sırasıyla  $DT_{jt}$  değerleri eklenmelidir. Burada hem  $H_0$  altında hem de  $H_a$  altında kırılmaya izin verdiğinden testin yorumu nettir.

Lee-Strazicich (2003) sürecinde, iki kırılmalı LM birim kök test istatistiği şu şekilde hesaplanabilir:

$$\Delta y_t = \delta' \Delta Z_t + \phi \tilde{S}_{t-1} + u_t \quad (6)$$

Burada  $\tilde{S}_t = y_t - \tilde{\Psi}_x - Z_t \delta$  ve  $t=2, \dots, T$ ;  $\delta, \Delta y_t$ 'nin  $\Delta z_t$  üzerine regresyonundan elde edilen katsayıları;  $y_1$  ve  $Z_1, y_t$  ve  $Z_t$ 'nin ilk gözlemleridir. Bu testte birim kök hipotezi şu şekilde test edilmektedir:

$$H_0: \phi = 0 \text{ birim kök} \quad (7)$$

$$H_a: \phi < 0 \text{ yapısal kırılmalı durağanlık} \quad (8)$$

$LM_t$  test istatistiği bu hipotezi test etmek için hesaplanan  $LM_t$  istatistiğidir. Lee-Strazicich (2003) kırılma tarihlerini grid-search süreci kullanarak içsel biçimde tespit etmektedir. Ayrıca kırılmanın ilk gözlemlerde ya da son gözlemlerde olması çok anlamlı olmayacağından örneğin ilk ve son %5 gözlemi çıkararak kırılma noktalarını test istatistiğinin minimum olduğu noktalar olarak belirlemektedir. Bu teste ilişkin kritik değerler Lee-Strazicich (2003) tarafından üretilmiştir. Hesaplanan test istatistikleri kritik değerlerden küçük olduğunda  $H_0$  hipotezi reddedilmekte, diğer bir ifadeyle incelenen serinin durağan olduğu kabul edilmektedir.

Serilerin aynı düzeyde durağan olması durumunda eş-bütünleşme analizi yapılmaktadır. Maki (2012), yapısal kırılmalar altında seriler arasında eşbütünleşme ilişkisi olup olmadığını test edebilmek için aşağıda belirtilen dört farklı model geliştirmiştir.

$$\text{Model 0} = y_t = \mu + \sum_{i=1}^k \mu_i D_{i,t} + \beta' x_t + u_t \quad (9)$$

$$\text{Model 1} = y_t = \mu + \sum_{i=1}^k \mu_i D_{i,t} + \beta' x_t + \sum_{i=1}^k \beta_i' x_t D_{i,t} + u_t \quad (10)$$

$$\text{Model 2} = y_t = \mu + \sum_{i=1}^k \mu_i D_{i,t} + \gamma t + \beta' x_t + \sum_{i=1}^k \beta_i' x_t D_{i,t} + u_t \quad (11)$$

$$\text{Model 3} = y_t = \mu + \sum_{i=1}^k \mu_i D_{i,t} + \gamma t + \sum_{i=1}^k \gamma_i t D_{i,t} + \beta' x_t + \sum_{i=1}^k \beta_i' x_t D_{i,t} + u_t \quad (12)$$

Model 0, sabit terimde kırılmanın olduğu trendsiz modeli; Model 1, sabit terimde ve eğimde kırılmanın olduğu trendsiz modeli; Model 2, sabit terimde ve eğimde kırılmanın olduğu trendli modeli ve Model 3, sabit terimde, eğimde ve trendde kırılmanın olduğu modeli göstermektedir. Burada  $t=1,2,\dots,T$ 'dir.  $y_t$  ve  $x_t = (x_{1t}, \dots, x_{mt})$  gözlemlenebilen I(1) değişkenlerini ve hata terimini göstermektedir.  $D_{i,t}$  kukla değişkenler olup  $t > T_{Bi}$  iken 1 değerini, diğer durumlarda 0 değerini almaktadır. Ayrıca, k maksimum kırılma sayısını ve  $T_{Bi}$  kırılma zamanını gösterir. Maki (2012) eş-bütünleşme testinin hipotezleri  $H_0 =$  Yapısal kırılmalar altında eş-bütünleşme yoktur ve  $H_a =$  Yapısal kırılmalar altında eş-bütünleşme vardır şeklindedir. Hipotezleri test etmek için gerekli olan kritik değerler, Monte Carlo simülasyonu ile hesaplanmış ve Maki (2012)'de verilmiştir. Hesaplanan test istatistikleri kritik değerden küçük olduğunda  $H_0$  reddedilmekte ve seriler arasında eş-bütünleşme ilişkisinin var olduğuna karar verilmektedir.

Seriler arasında eş-bütünleşme ilişkisi belirlendiğinde, uzun dönem eş-bütünleşme katsayıları Dinamik En Küçük Kareler (Dynamic Ordinary Least Squares DOLS) ya da Tam Değiştirilmiş En Küçük Kareler (Fully Modified Ordinary Least Squares-FMOLS) yöntemleriyle tahmin edilebilmektedir. Stock Watson (1993), EKK tahmincisindeki içsellik ve sapma sorunlarını giderebilmek için modele açıklayıcı değişkenlerin düzey değerleriyle birlikte, öncüllerinin (lead) ve farklarının gecikmelerinin (lag) eklenmesini önermiştir. DOLS tahmincisinin kullanılabilmesi için, seriler arasında eş-bütünleşme ilişkisinin var olması gerekmektedir. Aynı zamanda, bağımlı değişken I(1) olmak şartıyla, bağımsız değişkenlerden bir kısmı I(1) ve bir kısmı da I(0) olabilmektedir. Bu yöntemle bağımsız değişkenlerdeki içsellik ve otokorelasyonun varlığı durumunda bile güçlü ve tutarlı tahminler üretilebilmektedir (Esteve ve Requena, 2006: 118).

### 3.3 Uygulama

Çalışmada hem geleneksel olarak sahte regresyon sorununa karşı hem de uygun tahmin yöntemini belirleme amacıyla burada kullanılacak değişkenlere dair birim kök sonuçları Tablo 2'de sunulmuştur.

	ADF		Zivot-Andrews (1992)				
	Sabitli	Sabitli ve Trendli	Model A		Model C		
Değişkenler	Test İstatistiği	Test İstatistiği	Test İstatistiği	Kırılma Tarihi	Test İstatistiği	Kırılma Tarihi	
LN(GDP/L)	-0.8513	-2.622	-5.11**	2004	-5.47**	2004	
LN(K/L)	-0.874	-2.725	-3.52	2004	-3.68	2004	
LN(MİLEXP/GDP)	-0.452	-1.820	-3.77	2004	-3.94	2004	
ΔLN(GDP/L)	-6.821***	-6.736***	-7.33***	2002	-7.59***	2003	
ΔLN(K/L)	-6.123***	-6.023***	-6.50***	1987	-7.02***	2003	
ΔLN(MİLEXP/GDP)	-6.118***	-6.159***	-6.57***	1989	-6.69***	1989	
<b>Kritik Değerler</b>	%1: -3.56 %5: -2.92 %10: -2.60	%1: -4.14 %5: -3.49 %10: -3.17	%1: -5.34 %5: -4.93 %10: -4.58		%1: -5.57 %5: -5.08 %10: -4.82		
Lee-Strazichich (2003)							
Değişkenler	Model A			Model C			
	Test İstatistiği	Gec.	Kırılma Tarihi	Test İstatistiği	Gec.	Kırılma Tarihi ve λ Değeri	
LN(GDP/L)	-4.33*	0	2003,2007	-5.69*	0	λ <sub>1</sub> : 0.2 λ <sub>2</sub> : 0.6	1986,2003
LN(K/L)	-2.86	2	2001,2010	-4.45	0	λ <sub>1</sub> : 0.2 λ <sub>2</sub> : 0.6	1986,2003
LN(MİLEXP/GDP)	-3.09	0	1989,2003	-4.95	0	λ <sub>1</sub> : 0.2 λ <sub>2</sub> : 0.6	1989,2003
ΔLN(GDP/L)	-7.59	0	2001,2003	-8.33	0	λ <sub>1</sub> : 0.6 λ <sub>2</sub> : 0.8	2002,2009
ΔLN(K/L)	-6.54	0	2001,2004	-7.32	0	λ <sub>1</sub> : 0.2 λ <sub>2</sub> : 0.6	1988,2001
ΔLN(MİLEXP/GDP)	-7.09	0	1988,2003	-7.35	0	λ <sub>1</sub> : 0.2 λ <sub>2</sub> : 0.6	1986,2002
<b>Kritik Değerler</b>	%1: -4.54 %5: -3.84 %10: -3.50			λ <sub>1</sub> : 0.2 λ <sub>2</sub> : 0.6 %1: -6.41 %5: -5.74 %10: -5.32		λ <sub>1</sub> : 0.6 λ <sub>2</sub> : 0.8 %1: -6.32 %5: -5.73 %10: -5.32	

Tablo 2. Birim Kök Sonuçları (Not: \* %10, \*\* %5, \*\*\* %1)

Tablo 2'ye göre ADF birim kök testine göre tüm değişkenlerin  $I(0)$  birim kök içerdiği; buna karşılık birinci farkta  $I(1)$  durağan olduğu görülmektedir. Zivot Andrew birim kök testine göre  $\ln GDP/L$  değişkeninin %5 önem düzeyinde düzeyde, yani  $I(0)$ 'da durağan iken, diğer iki değişkenin  $I(1)$ , yani farkta durağan olduğu görülmektedir. Lee-Strazicich birim kök testine göre ise  $\ln GDP/L$  değişkeninin %10 önem düzeyinde  $I(0)$ , diğer değişkenlerin ise  $I(1)$  olduğu görülmektedir. İki yapısal kırılma içeren Lee-Strazicich temel alınarak %5 önem düzeyinde tüm değişkenlerin  $I(1)$  olduğuna karar verilmiştir.

Serilerin birinci dereceden durağan olması nedeniyle Yapısal kırılmalı Maki eş-bütünleşme testi yapılmıştır. Eş-bütünleşme test sonuçları Tablo 3'de sunulmuştur.

	En fazla 1 kırılmalı			En fazla 2 kırılmalı			En fazla 3 kırılmalı			En fazla 4 kırılmalı			En fazla 5 kırılmalı		
Model 0	-5.28** 2000			-5.35** 1985, 2000			-5.35* 1985, 1998, 2000			-5.35* 1985, 1998, 2000, 2014			-5.39 1985, 1988, 1998, 2000, 2014		
Önem Düzeyi	%1	%5	%10	%1	%5	%10	%1	%5	%10	%1	%5	%10	%1	%5	%10
Kritik değer	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
	5.54	5.00	4.73	5.71	5.21	4.95	5.94	5.39	5.12	6.07	5.55	5.29	6.29	5.76	5.49
Model 2	-6.05*** 1996			-6.05* 1996, 2003			-6.065 1986, 1996, 2003			-6.201 1986, 1996, 2003, 2013			-6.201 1986, 1996, 2003, 2006, 2013		
Kritik değer	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
	6.02	5.55	5.28	6.62	6.09	5.83	7.03	6.51	6.21	7.47	6.87	6.56	7.83	7.28	6.97
Model 3	-5.478 2009			-6.041 1995, 2010			-7.695*** 1985, 2009, 2014			-7.695** 1985, 2002, 2009, 2014			-7.695 1985, 2002, 2005, 2009, 2014		
Kritik değer	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
	6.52	6.05	5.79	7.15	6.65	6.39	7.67	7.14	6.87	8.21	7.63	7.34	8.71	8.12	7.81

**Tablo 3. Maki Eş-bütünleşme Test Sonuçları**

Maki eş-bütünleşme testinde;  $H_0$ : “Yapısal kırılmalar altında eş-bütünleşme yoktur” şeklindeki hipotezi test etmek için gerekli olan kritik değerler, Monte Carlo simülasyonu ile hesaplanmış ve Maki (2012)’de verilmiştir. Hesaplanan test istatistikleri kritik değerden küçük olduğunda,  $H_0$  hipotezi reddedilmekte ve seriler arasında eş-bütünleşme ilişkisinin var olduğuna dair alternatif hipotez olan  $H_1$  kabul edilmektedir. Buna göre farklı kırılmalar altında Model 0, Model 2 ve Model 3’de eş-bütünleşme ilişkisinin varlığı tespit edilmiştir.

Gerek Model 0’da, gerekse Model 2’ ve Model 3’de yakalanan eş-bütünleşmenin varlığı, uzun dönemli ilişkinin olduğuna işaret ederken, bu kez de katsayılarının tahminine ihtiyaç bulunmaktadır. Emek verimliliği bağımlı değişken olmak üzere işgücü başına sermaye stoku, askeri harcamalarının GSYH içindeki payı ve kırılmalardan hareketle en çok tekrarlanan kırılma yılları modele eklenerek katsayı değerlerinin tespitine gidilmiştir. Bunun için ise Dinamik En Küçük Kareler (DOLS) ve Tam Değiştirilmiş En Küçük Kareler (FMOLS) tahmincisi kullanılmıştır. DOLS ve FMOLS tahmin sonuçları Tablo 4’de verilmiştir.

Değişkenler	DOLS				FMOLS				
	Katsayı	St.Hata	t	p	Katsayı	St.Hata	t	p	
c	15.288	0.449	33.977	0.000	15.408	0.300	51.298	0.000	
LN(K/L)	0.156	0.043	3.601	0.001	0.140	0.027	5.056	0.000	
LN(MİLEXP/GDP)	-0.179	0.057	-3.112	0.004	-0.165	0.052	-3.145	0.003	
TREND	0.015	0.002	5.735	0.000	0.017	0.001	9.698	0.000	
$R^2 : 0.99$	<b>Düzeltilmiş <math>R^2</math></b> 0.98				$R^2 : 0.98$				<b>Düzeltilmiş <math>R^2</math></b> 0.97

**Tablo 4. DOLS ve FMOLS Tahmin Sonuçları**

**Not:** t istatistikleri, Newey-West standart hatası kullanılarak elde edilmiştir. Modele eklenen kırılmaların anlamsız olması dolayısıyla modelden çıkarılmıştır.

Tahmin sonuçları değerlendirildiğinde; sermaye/emek oranı (K/L) zaman içinde artarak, işçi başına çıktı miktarının (GDP/L), yani emek verimliliğinin artmasına neden olmaktadır ve bu iktisat teorisi mantığına uygun olarak pozitif ve istatistiki açıdan %1 önem düzeyinde anlamlı çıkmıştır. Diğer bir ifadeyle işgücü başına sermaye stokundaki %1’lik artışlar, işgücü başına çıktı düzeyini DOLS tahmininde %0,156 ve FMOLS tahmininde %0,140 artırma etkisi yapmaktadır. Askeri harcamaların GSYH içindeki payı da gerek DOLS’ta ve gerekse FMOLS’da

%1 de önem düzeyinde negatif ve istatistiki açıdan anlamlı çıkmıştır. Buna göre askeri harcamalardaki %1'lik artışın işçi başı çıktı düzeyini DOLS'ta %0,179 ve FMOLS'ta da %0,165 azalttığı tespit edilmiştir. Askeri harcamaların GSYH içerisindeki payının negatif işaretli olması, askeri sektörün payındaki bir artışın verimlilik üzerine etkisinin negatif olacağına ve böylece askeri olmayan harcamaların daha verimli kabul edilmesi anlamına geleceğine işaret eder.

#### 4 Değerlendirme ve Sonuç

Askeri harcamaların üretken alanlardaki yatırımları dışlama etkisi yaratarak büyüme dinamiklerini bozduğuna dair iktisat literatüründeki yaygın kabul gören perspektife karşılık, eksik istihdamda bulunan ekonomileri tam istihdam düzeyine taşıma ve böylece büyüme üzerine pozitif etkileri yaratacağına dair savlar da bulunmaktadır. Bu ikinci sava, askeri harcamaların yarattığı yenilikçilik etkilerinin sivil ekonomik faaliyetleri uyarma ve destekleme fonksiyonları görecelik aynı zamanda milli geliri artıracağına dair düşünceyi de ilave etmek mümkündür. Ancak, ikinci savın işleyebilmesi koşulunun, ekonomisi belirli bir olgunluk düzeyinde olan ve dolayısıyla kaynaklarda sıkıştırma/dışlama etkilerinin zayıf olduğu (gelişmiş) ekonomilerde çıkması kuvvetle muhtemel iken, ilk savın ise gelişme dinamiklerinin tamamlayamamış (gelişmemiş) ekonomilere özgü olduğu söylenebilir.

Türkiye ekonomisi özelinde askeri harcamaların büyüme etkilerinin inceleme konusu yapıldığı bu çalışmanın ekonometrik analizlerinde, askeri harcamaların ulusal gelirden negatif etkiler yarattığı tespit edilmiştir. Dolayısıyla ekonomisi olgunluk düzeyi açısından belirli bir eşik değeri aşmamış ülkelerden olan Türkiye'de askeri harcamaların verimsizliği tetikleyebildiğine dair literatür ile örtüşen bulgulara ulaşılmıştır. Ancak, askeri harcamaların ortaya çıkardığı büyüme üzerine negatif etkilerin şüphesiz Türkiye'nin bulunduğu coğrafya, yani jeo-politik konum gereği gerilimli bir yapıda bulunmasının fırsat maliyeti olarak, şüphesiz askeri harcamalara katlanmak zorunda olduğu gerçeğini ortaya çıkarmaktadır. Özellikle son dönemlerde yurtiçindeki terör yuvalanmaları ve güney-doğu sınırlarında bulunan komşu ülkelerdeki gerginliklerin olası sıçramalarına karşı Türkiye'nin kendi kendine yetkinliğini harekete geçirici askeri harcamalarda bulunmasının kaçınılmaz olduğu gerçeği ihmal edilmemelidir. Bulunduğu konum itibarıyla Türkiye'nin savunma sanayinde kendi kendine yeterlilik, yani "otarşi" arayışları özellikle ekonomik rasyonalitenin gerekliliğinden ziyade, zaman zaman uygulanan sıkıştırma politikalarının bir yansıması olmuştur. Dolayısıyla savunma sanayinde karşılaştırmalı üstünlükler bakış açısıyla değil, siyasal beka sorununa karşı kendini güvene alma motiflerinin son dönemlerde etkili olduğu dikkatlerden uzak tutulmamalıdır.

Cari analiz sonuçlarında askeri harcamaların her ne kadar büyümeye olumsuz yansımaları olsa da, kendi kendine yeterlilik çabalarının başlangıçta kaynak dağılımında etkinliği bozması olağan kabul edilebilir. Son dönemlerde kendi ulusal güvenlik sanayini tesis etme çabası içerisinde olan Türkiye'nin savunma yatırımlarının bu alanla ilgili makine ve teçhizat ithalatında azalışlar doğurarak döviz tasarrufu sağlayacağı bekleneceği gibi, eksik istihdamda bulunan ekonomisine ivme sağlayarak istihdam artırıcı etkiler yaratması kuvvetle muhtemeldir. Ancak, başlangıçta bir tür dışsal faktörlere bağlı olarak ithal ikameci mantıkla ortaya çıkan savunma sanayine yönelimin şüphesiz ilerleyen dönemlerde "yaparak öğrenme" mekanizmalarının işlemesiyle birlikte bu alanlarda olası ihracatta bulunma etkisinin ihracat gelirlerini ve böylece büyümeyi olumlulaştıracağı ihmal edilmemelidir.

#### Kaynakça

- Abu-Bader, Suleiman and Aamer S. Abu-Qarn (2003), "Government Expenditures, Military Spending and Economic Growth: Causality Evidence From Egypt, Israel, and Syria", *Journal of Policy Modeling*, **25**: 567-583.
- Aydemir, A. Fatih, Dilek Özdemir ve Ö. Selçuk Emsen (2016), "G-20 Ülkelerinde Askeri Harcamalar ile İşsizlik Arasındaki İlişkiler", *International Conference on Economics Finance and Banking, Kaposvar-Macaristan*, 29-31 August 2016, ss: 437-444.
- Caruso, Raul and Addesa Francesco (2012), "Country Survey: Military Expenditures and its Impact on Productivity in Italy", 1988-2008", *Defence and Peace Economics*, **23(5)**: 471-484.
- Dritsakis, Nicolas (2004), "Defense Spending and Economic Growth: An Empirical Investigation for Greece and Turkey", *Journal of Policy Modeling*, **26(2)**: 249-262.
- Dunne, Paul and Eftychia Nikolaidou (2007), "Military Expenditure and Economic Growth: A Demand and Supply Model for Greece, 1960-96", *Defence and Peace Economics*, **12(1)**: 47-67.
- Eryigit, Sibel Bali, Kadir Yasin Eryigit and Ufuk Selen (2012), "The Long-run Linkages between Education, Health and Defence Expenditures and Economic Growth: Evidence from Turkey", *Defence and Peace Economics*, **23(6)**: 559-574.
- Esteve, V. ve Requena, F. (2006), "A Cointegration Analysis of Car Advertising and Sales Data in the Presence of Structural Change" *Int. J. of the Economics of Business*, **13(1)**: 111-128.
- Farzanegan, Mohammad Reza (2014), "Military Spending and Economic Growth: The Case of Iran", *Defence and Peace Economics*, **25(3)**: 247-269.

- Gokmenoglu, Korhan K., Nigar Taspinar and Mohammadesmaeil Sadeghieh (2015), “Military Expenditure and Economic Growth: The Case of Turkey”, *Procedia Economics and Finance*, **25**: 455-462.
- Görkem, Hilâl ve Serkan Işık (2008), “Türkiye’de Savunma Harcamaları ve Ekonomik Büyüme Arasındaki İlişki (1968-2006)”, *Marmara Üniversitesi İ.İ.B.F. Dergisi*, **XXV(2)**: 405-424.
- Kalim, Rukhsana and Muhammad Shahid Hassan (2013), “Military Expenditure and Poverty in Pakistan: A Complex Phenomenon”, *Proceedings of 3rd International Conference on Business Management* (Erişim: 18.02.2016; <http://cgr.umt.edu.pk/icobm2013/index.html>).
- Khalid, Masoud Ali and Alhaji Bukar Mustapha (2014), “Military Expenditure and Economic Growth In The Case Of China: Using ARDL Approach”, *International Journal of Development and Emerging Economics*, **2(1)**: 27-36.
- Kollias, Christos (1997), “Defence Spending and Growth in Turkey 1954-1993: A Causal Analysis”, *Defence and Peace Economics*, **8(2)**: 189-204.
- Lee, J. ve Strazicich, M.C. (2003) “Minimum Lagrange Multiplier Unit Root Test with Two Structural Breaks”, *The Review of Economics and Statistics*, **85(4)**: 1082-1089.
- Maki, D. (2012) “Tests for Cointegration Allowing for an Unknown Number of Breaks” *Economic Modelling*, **29(5)**: 2011-2015
- Mehanna, Rock-Antoine (2004), “An Econometric Contribution to the U.S. Defense-Growth Nexus: Evidence from Error Correction Model”, *Conflict Management and Peace Science*, **21**: 121-131.
- Selvanathan, Saroja and Eliyathamby A. Selvanathan (2014), “Defence Expenditure and Economic Growth: A Case Study of Sri Lanka Using Causality Analysis”, *International Journal of Development and Conflict*, **4**: 69-76.
- Sezgin, Selami (1997), “Country Survey X: Defence Spending in Turkey”, *Defence and Peace Economics*, **8(4)**: 381-409.
- Tiwari, Aviral Kumar and A. P. Tiwari (2010), “Defence Expenditure and Economic Growth: Evidence from India. A Revisit”, *Journal of Cambridge Studies*, **5(2-3)**: 117-131.
- Zivot, E. and Andrews, D. W. K. (1992), “Further Evidence on the Great Crash, the OilPrice Shock, and the Unit-Root Hypothesis”, *Journal of Business & Economic Statistics* **10(3)**: 251-270.