

# Harrod-Nötr Teknolojik Gelişme Varsayımı Altında Türkiye’de Büyümenin Kaynakları

*Sources of Growth in Turkey Under Harrod-Neutral Technological Progress Identification*

Şenay AÇIKGÖZ<sup>1</sup>, Merter MERT<sup>2</sup>

## ÖZET

Teknolojik gelişmenin türü Harrod-nötr teknolojik gelişme olarak kabul edildiğinde, yapılan analiz durağan durum koşulları ile uyumlu olmaktadır. Bu nedenle, uzun dönemli ilişkileri gerektiren ekonometrik yöntemler kullanılarak yapılan çalışmalarda teknolojik gelişmenin türünün Harrod-nötr varsayılması daha uygundur. Bu çalışmada Türkiye ekonomisi için büyümenin kaynakları 1970-2011 dönemi için Harrod-nötr teknolojik gelişme varsayımı altında incelenmiştir. Söz konusu inceleme Pesaran, Shin ve Smith (2001) makalesine dayanan sınır sınaması ve Pesaran ve Shin (1999) çalışmasına dayanan otoregresif dağıtılmış gecikme modeli ile gerçekleştirilmiştir. Tahmin sonuçlarının sağlamlığı ise Phillips ve Hansen (1990) makalesi ile tanımlanmış değiştirilmiş en küçük kareler yaklaşımı ile araştırılmıştır. Analiz sonuçları, Türkiye’de toplam faktör verimliliği büyümesinin, emek başına hasıla büyüme oranının dalgalanmasını belirlemesi mümkün ise de büyümenin esas kaynağı olmadığını ima etmektedir. Ayrıca, çalışmanın bulguları, verimlilik büyümesinin fiziki ve beşeri sermaye birikimi ve emek arzı artışı ile belirlenen ekonomiye içsel bir unsur olduğunu da ima etmektedir.

**Anahtar kelimeler:** Büyüme, teknolojik gelişme, sınır sınaması yaklaşımı, ARDL, FM-OLS.

## ABSTRACT

If it is assumed that the nature of technological progress as Harrod-neutral, the analysis is compatible with steady state conditions. It is for this reason that the nature of technological progress is assumed to be Harrod-neutral for the econometric studies which analyze long-run relationships. This study investigates sources of growth for the Turkish economy for the period 1970-2011 based on Harrod-neutral technological progress identification. The analysis is made using the bounds testing procedure of Pesaran, Shin and Smith (2001) and the autoregressive distributed lag (ARDL) approach of Pesaran and Shin (1999). The robustness of the test results and parameter estimates are also justified by the fully modified ordinary least squares approach of Phillips and Hansen (1990). The results imply that although productivity growth may determine rise and fall of per labor output growth, it is not the main source. Further, the results also imply that productivity growth is an endogenous variable which is determined by physical and human capital accumulation, and labor growth.

**Keywords:** Economic growth, technological progress, the bounds testing approach, ARDL, FM-OLS.

## 1. GİRİŞ

İktisadi büyümenin arz-yönlü kaynaklarına ilişkin önemli bir literatür mevcuttur. Bu literatürdeki temel tartışma iktisadi büyümenin sermaye birikiminden mi yoksa teknolojik gelişmeden mi kaynaklandığıdır. Hızlı iktisadi büyüme sermaye birikiminden kaynaklanıyorsa refah artışının kaynağı hızlı sermaye birikimi iken hızlı büyüme toplam faktör verimliliği büyümesinden kaynaklandığında zenginleşmenin kaynağı teknolojik gelişme olarak değerlendirilmektedir. İktisadi büyümenin kaynaklarına yönelik ampirik çalışmaların sonuçları ise i) ele alınan döneme, ii) kullanılan ekonometrik veya istatistikî yöntem ve ayrıca iii) kullanılan üretim fonksiyonuna göre değişmektedir. Bu duruma ilginç bir örnek olarak hızlı büyüyen Doğu Asya ülkeleri verilebilir. Gerçekten de Doğu Asya ülkelerinin sermaye birikimi sayesinde hızla büyüdüğünü

ortaya koyan çalışmalar olduğu gibi (bkz. Kim ve Lau, 1994; Collins ve Bosthworth, 1996), Doğu Asya ülkelerinde büyümenin esas kaynağının toplam faktör verimliliği büyümesi, yani teknolojik gelişme olduğunu gösteren çalışmalar da mevcuttur (bkz. Klenow ve Rodríguez-Clare, 1997; Acikgoz ve Mert 2014).

Büyümenin kaynakları çalışmalarında farklı sonuçlar elde edilmesinin bir nedeni, yukarıda ifade edildiği gibi kullanılan üretim fonksiyonudur. Üretim fonksiyonundan hareketle analize başlarken teknolojik gelişmenin türü bir varsayım olarak belirlenmektedir. İşte bu varsayım ampirik sonuçları etkileyebilmektedir.

Ekonometrik tahmin zaman serisi analizleri ile yapıldığında, iktisadi serilerin genel ortak özelliği olan durağan olmamaları nedeniyle bu seriler arasında uzun dönemli ilişkiler incelenmektedir. Uzun dönemli

<sup>1</sup> Doç.Dr., Gazi Üniversitesi İİBF, Ekonometri Bölümü.

<sup>2</sup> Dr., Gazi Üniversitesi İİBF, İktisat Bölümü.

analiz ile uyumlu teknolojik gelişme türü ise Harrod-nötr teknolojik gelişme türüdür (Uzawa, 1961). O halde, büyümenin kaynaklarının, uzun dönemli analizi gerektiren ekonometrik yöntemlerle gerçekleştirilmesi durumunda, teknolojik gelişme türünün Harrod-nötr olarak varsayılması daha uygun olacaktır (Acikgoz ve Mert (2014)). Bu çalışmanın temel amacı da Türkiye’de 1970-2011 döneminde iktisadi büyümenin kaynaklarını Harrod-nötr teknolojik gelişme varsayımı altında saptamaktır.

Çalışma 5 ana bölümden oluşmaktadır. İzleyen bölümde teorik yapı ve literatür sunulmuş, üçüncü bölümde veri seti hakkında bilgi verilmiş ve kullanılan ekonometrik yöntem özetlenmiştir. Ampirik sonuçlar dördüncü bölümde verilirken çalışma sonuç bölümü ile sonlandırılmıştır.

## 2. TEORİK ALTYAPI VE LİTERATÜR

Solow (1957) ile başlayan ve iktisadi büyümenin arz-yönlü kaynaklarını ayarlayan birçok çalışmada, Hicks-nötr teknolojik gelişme varsayımı kullanılarak ayırıştırma yapılmıştır. Hicks-nötr teknolojik gelişme faktör fiyatları sabitken sermaye-emek oranı değişmiyorsa meydana gelir (Hicks, 1963, 121). Hicks-nötr teknolojik gelişme kabul edildiğinde kullanılan üretim fonksiyonu şöyledir:

$$Q_t = A_t K_t^\alpha L_t^{1-\alpha} \quad (1)$$

Burada,  $Q$ ,  $A$ ,  $K$ , ve  $L$  sırasıyla hasılayı, teknoloji düzeyini, sermaye stokunu ve işgücünü göstermektedir.  $\alpha$  ise hasılanın sermayeye göre esnekliğidir.

Halbuki en başta Uzawa (1961) ve sonraki birçok çalışmada (örneğin bkz. Inada, 1964; Mirrlees, 1967; Akerlof ve Nordhaus, 1967), Harrod-nötr teknolojik gelişmenin durağan durum dengesi yani uzun dönem ile uyumlu olan teknolojik gelişme türü olduğu gösterilmiştir (Söz konusu çalışmaların incelendiği bir çalışma için bkz. Acikgoz ve Mert (2015)). Harrod-nötr teknolojik gelişme emek başına sermayenin marjinal verimliliği sabitken sermaye-hasıla oranı değişmiyorsa meydana gelir (Harrod, 1948: 82). Harrod-nötr teknolojik gelişmenin olduğu koşullarda kullanılan üretim fonksiyonu şöyledir:

$$Q_t = K_t^\alpha (A_t L_t)^{1-\alpha} \quad (2)$$

Ayrıca Acikgoz ve Mert (2015)’te, eğer uzun dönem analizi yapılıyor ve Hicks-nötr teknolojik gelişme

varsayımı muhafaza ediliyorsa, teknoloji düzeyinin zamana bağlı olmadığı kabul edilmesi gerektiği de açıklanmıştır. Yani, uzun dönem denge ilişkisi öngören bir çalışmada Hicks-nötr teknolojik gelişme varsayımı muhafaza ediliyorsa şöyle bir üretim fonksiyonunun kullanılması daha uygun olacaktır.

$$Q_t = AK_t^\alpha L_t^{1-\alpha} \quad (3)$$

Diğer taraftan, bu son fonksiyon kullanılarak teknolojik gelişmeye ilişkin bir saptama yapılamaz; çünkü teknolojinin düzeyi zaten sabit kabul edilmiştir.

Eğer iktisadi büyümenin kaynakları, uzun dönem denge ilişkisini gerektiren bir yöntem kullanılarak inceleniyorsa, tutarlılık açısından teknolojik gelişme türünün de Harrod-nötr kabul edilmesi gerekir (Kullanılan ekonometrik yöntemin uzun dönemli bilgileri aktardığına ilişkin ilgili literatürden saptamalar için bkz. Acikgoz ve Mert (2014)).

Mevcut çalışmada, uzun dönem ilişkilerini içeren zaman serisi ekonometrisi kullanıldığı için Harrod-nötr teknolojik gelişme varsayımı altında Türkiye’de iktisadi büyümenin kaynakları Mankiw, Romer ve Weil (1992)’deki beşeri sermaye ile genişletilmiş üretim fonksiyonundan hareketle incelenmiştir. Mankiw, Romer ve Weil (1992)’deki üretim fonksiyonu şöyledir:

$$Q_t = K_t^\alpha H_t^\beta (A_t L_t)^{1-\alpha-\beta} \quad (4)$$

Burada,  $H$  beşeri sermaye stokunu göstermektedir.  $\beta$  ise hasılanın beşeri sermayeye göre esnekliğidir. Eğer bu denklem işgücü başına ifade edildikten sonra büyüme oranı cinsinden yazılırsa şu elde edilir.

$$r_{Q_t/L_t} = \alpha r_{K_t/L_t} + \beta r_{H_t/L_t} + (1-\alpha-\beta)r_A \quad (5)$$

Burada  $r$  büyüme oranını göstermektedir. Böylece, çalışmada  $\alpha$  ve  $\beta$  parametreleri tahmin edildikten sonra gözlemlenen  $r_{K_t/L_t}$ ,  $r_{H_t/L_t}$  ve  $r_{Q_t/L_t}$  yerine konmak suretiyle teknolojik gelişme hızının katkısı hesaplanabilir. Diğer taraftan bu noktada mevcut çalışmaya haklı bir eleştiri getirilebilir. İktisadi büyümenin kaynakları analizi kısa dönemli bir analiz olduğu için uzun dönem bilgilerinden kısa dönem bilgilerinin elde edilmesi ve daha sonra büyüme muhasebesi yapılması daha uygun olacaktır (bkz. Acikgoz ve Mert (2014)). Halbuki mevcut çalışmada, uzun dönem katsayıları iktisadi olarak anlamlı iken kısa dönem katsayıları iktisadi olarak anlamlı değildir. Bu nedenle, çalışmanın sonuçları bu açıdan ihtiyatla değerlendirilmelidir.

Büyümenin kaynaklarına ilişkin önemli bir çalışma olan Klenow ve Rodríguez-Clare (1997)’de 98 ülke için 1960-1985 yılına ilişkin olarak bir analiz yapılmıştır. Söz konusu analiz, Mankiw, Romer ve Weil (1992)’deki beşeri sermaye ile genişletilmiş üretim fonksiyonundan hareketle gerçekleştirilmiştir. Klenow ve Rodríguez-Clare (1997) bu eşitliği yeniden düzenlemiş ve büyüme muhasebesini şu eşitliğe dayandırarak gerçekleştirmiştir:

$$Q_t/L_t = A_t(K_t/Y_t)^{\alpha/(1-\alpha-\beta)}(H_t/Y_t)^{\beta/(1-\alpha-\beta)} \quad (6)$$

Klenow ve Rodríguez-Clare (1997)’nin örnekleminde Türkiye de vardır. Bu çalışmanın Türkiye’ye ilişkin sonuçlarını içeren Tablo 1’in son sütunu, orijinal metinde olduğu gibi verimlilik büyüme oranı olarak gösterilmiştir. Diğer taraftan, buradaki verimlilik büyüme oranı, aynı zamanda toplam faktör verimliliği büyümesinin çalışan başına hasıla büyüme oranına katkısını göstermektedir. Tablo 1’e göre 1960-1985 döneminde yüzde 3,19’luk çalışan başına hasıla büyüme oranının 2,04/3,19 = 0,6395’ini yani yüzde 63,95’ini

toplam faktör verimliliği büyümesi açıklamaktadır. O halde, söz konusu dönem için büyümenin esas kaynağı toplam faktör verimliliği büyümesidir.

Bir başka önemli çalışma olan Nehru ve Dhareshwar (1993)’te 1960-1990 dönemi için aralarında Türkiye’nin de olduğu 92 ülke için büyümenin kaynakları araştırılmıştır. Nehru ve Dhareshwar (1993)’te  $Q_t = F(K_t, L_t, A_t)$  üretim fonksiyonunu kullanılmıştır. Nehru ve Dhareshwar (1993), elde ettiği bulgulardan hareketle bir sınıflandırma yapmıştır. Buna göre, 1980-1990 dönemindeki çıktı büyümesine, toplam faktör verimliliği büyümesi katkısının sermaye stoku büyümesine katkından büyük olduğu ülkeler arasında Türkiye de yer almıştır. Nehru ve Dhareshwar (1993), ayrıca 1980-1990 döneminde Türkiye, Yunanistan ve Portekiz’den oluşturduğu ülke grubuna ilişkin toplam faktör verimliliği büyümesinin, ortanca yıllık ortalama büyüme oranının 1,2 olduğunu saptamıştır. Aynı değer, 1960-1990 dönemi için 1,6’dır.

**Tablo 1:** Türkiye’de Büyümenin Kaynakları (Klenow ve Rodríguez-Clare, 1997)

Dönem	Çalışan Başına Reel Gayrisafi Yurtiçi Hasıla Yıllık Büyüme Oranı (yüzde)	Verimlilik Büyüme Oranı (toplam faktör verimliliği büyümesinin çalışan başına hasıla büyüme oranına katkısı)
1960-1985	3,19	2,04

**Kaynak:** Klenow ve Rodríguez-Clare (1997: 101).

**Tablo 2:** Türkiye’de Büyümenin Kaynakları (Abu-Bader ve Abu-Qarn, 2007)

Dönem	Emek Başına Hasıla Yüzde Büyüme Oranı			Emek Başına Sermaye Büyümesinin Yüzde Katkısı	Beşeri Sermaye Büyümesinin Yüzde Katkısı	Toplam Faktör Verimliliği Büyümesinin Yüzde Katkısı
1960-98	2,62	Panel Veri Sonuçları	EKK	2,40	0,35	-0,13
			2AEKK	1,74	0,45	0,42
1960-98	2,62	Ülkeye Özgü Eştleme Sonuçları		3,58	0,17	-1,13
1960-70	4,42			3,05	0,15	1,22
1970-80	3,21			5,15	0,16	-2,10
1980-90	2,60			2,60	0,15	-0,15
1990-98	1,50			3,09	0,25	-1,84

**Kaynak:** Abu-Bader ve Abu-Qarn (2007: 766, 768).

EKK: En Küçük Kareler, 2AEKK: İki Aşamalı En Küçük Kareler

Abu-Bader ve Abu-Qarn (2007)'de ise Collins ve Bosworth (1996)'da yer verilen üretim fonksiyonundan hareketle 1960-1998 dönemi için inceleme yapılmıştır. Collins ve Bosworth (1996)'daki üretim fonksiyonu ise  $Q = AK^\alpha (HL)^{1-\alpha}$  şeklindedir. Abu-Bader ve Abu-Qarn (2007)'nin araştırma örneğinde Türkiye de vardır. Türkiye'ye ilişkin sonuçlar Tablo 2'de verilmiştir. Bu sonuçlar, yukarıda ifade edilen diğer iki çalışmadan farklıdır. Buna göre, Türkiye'de toplam faktör verimliliği büyümesinin emek başına hasıla büyümesine katkısı iki aşamalı en küçük kareler yöntemi uygulanması durumu hariç olmak üzere negatiftir. O halde, yukarıdaki üç çalışma şunu göstermektedir: Büyümenin kaynakları çalışmalarındaki sonuçlar, i) döneme, ii) kullanılan ekonometrik yöntem ve iii) kullanılan üretim fonksiyonuna göre değişmektedir.

Bu çalışmada ise Mankiw, Romer ve Weil (1992)'deki beşeri sermaye ile genişletilmiş üretim fonksiyonundan hareketle, Türkiye'de büyümenin kaynakları 1970-2011 dönemi için Pesaran, Shin ve Smith (2001)'e dayanan sınır sınaması ve Pesaran ve Shin (1999)'a dayanan otoregresif dağıtılmış gecikme modeli kullanılarak incelenmiştir. Tahmin sonuçlarının sağlamlığı ise Phillips ve Hansen (1990) makalesi ile tanımlanmış değiştirilmiş en küçük kareler yaklaşımı ile araştırılmıştır.

### 3. VERİ SETİ VE EKONOMETRİK METODOLOJİ

Reel gayri safi yurtiçi hasıla (GSYH) ( $Y$ ) ile sermaye stoku ( $K$ ) ve beşeri sermaye ( $H$ ) arasındaki ilişkiyi kuran model Denklem (4)'de verilmişti. Denklem (4) işgücü başına düzenlenip logaritmik formda aşağıdaki gibi yazılabilir. Burada  $C_t = (1 - \alpha - \beta) \ln A_t$  olup  $u_t$

hata terimini gösterir.

$$\ln(Y/L)_t = C_t + \alpha \ln(K/L)_t + \beta \ln(H/L)_t + u_t \quad (7)$$

Denklem (5)'te tanımlanan büyüme muhasebesi denklemine kullanarak büyümenin kaynaklarını incelemek için Denklem (7)'deki modelin parametrelerin tahmin edilmesi gereklidir. Çalışma zaman serisi analizine dayandığı için önce Denklem (7)'deki değişkenler arasında uzun dönemli düzey ilişkisinin varlığı araştırılmıştır. Uzun dönemli düzey ilişkisinin varlığı otoregresif dağıtılmış gecikme (ARDL) yaklaşımına dayanan Pesaran, Shin ve Smith (2001) sınır sınaması ile araştırılmıştır. Uzun dönem düzey ilişkisinin varlığı belirlendikten sonra uzun dönem parametre tahminleri Pesaran (1997) ve Pesaran ve Shin(1999) çalışmalarınca tanımlanan ARDL ile tahmin edilmiştir. Çalışmada sınır sınaması yaklaşımını kullanmasının temel nedeni, değişkenlerin I(1) ya da I(0) olup olmadıklarının ön sınamalar ile belirlenmesini gerektirmemesidir. İkinci bir neden ise bu yaklaşımın diğer yaklaşımlara göre küçük örneklemlerde görece olarak daha etkin olmasıdır. ARDL ile uzun dönem parametrelerinin tahmin edilmesinin bir diğer nedeni ise işgücü başına sermaye stoku ve işgücü başına beşeri sermayeden kaynaklanabilecek içsel açıklayıcı değişkenler problemi yaklaşımının çözebilmesidir (içsel açıklayıcı değişken problemine ilişkin yaklaşımın kullanılabilirliği için bkz. Panopoulou ve Pittis, 2004; Caporale ve Pittis, 2004 ve Lewis ve MacDonald, 2002).

Değişkenler arasında uzun dönem düzey ilişkilerinin varlığı Denklem (8)'de en genel hali ile verilen kısıtlanmamış hata düzeltme modeli ile belirlenir.

$$\begin{aligned} \Delta \ln(Y/L)_t &= \gamma_1 + \gamma_2 t + \delta D_t + \beta_1 \ln(Y/L)_{t-1} + \beta_2 \ln(K/L)_{t-1} + \beta_3 \ln(H/L)_{t-1} \\ &+ \sum_{i=1}^p \gamma_{1i} \Delta \ln(Y/L)_{t-i} + \sum_{i=0}^p \gamma_{2i} \Delta \ln(K/L)_{t-i} + \sum_{i=0}^p \gamma_{3i} \Delta \ln(H/L)_{t-i} + u_t \end{aligned} \quad (8)$$

Burada  $D_t$  yapısal değişim kukla değişkenleri vektörünü göstermektedir.  $\Delta$  birinci-sıra fark işlemcisi olup  $t$  deterministik doğrusal trendini gösterir. İşgücü başına reel GSYH  $\ln(Y/L)$  ile işgücü başına sermaye stoku  $\ln(K/L)$  ile ve çalışan başına beşeri sermaye  $\ln(H/L)$  ile gösterilmiştir.

Denklem (8)'de verilen kısıtlanmamış hata düzeltme modeli değişkenler arasında uzun dönem düzey

ilişkisinin varlığını araştırmak üzere tahmin edilir. Değişkenler arasında uzun dönem düzey ilişkisi yoktur sıfır hipotezi ( $\beta_1 = \beta_2 = \beta_3 = 0$ ) değişkenler arasında uzun dönem düzey ilişkisi vardır alternatif hipotezine ( $\beta_1 \neq \beta_2 \neq \beta_3 \neq 0$ ) karşı  $F$ -sınaması ile sınanır. Ancak burada  $F$ -istatistiği standart olmayan bir dağılıma sahip olduğu için Pesaran, Shin ve Smith (2001) iki kritik değerler seti üretmiştir. Kritik değerler setlerinden bi-

rinde tüm değişkenlerin  $I(0)$  (alt sınır), diğer ise tüm değişkenlerin  $I(1)$  olduğu (üst sınır) varsayılmıştır. Eğer hesaplanan  $F$ -istatistiği seçilen önem düzeyinde üst sınırdan büyük ise değişkenler arasında uzun dönem düzey ilişkisi vardır. Hesaplanan  $F$ -istatistiği seçilen önem düzeyinde alt sınırdan küçük ise değişkenler arasında uzun dönem düzey ilişkisi yoktur. Son olarak hesaplanan  $F$ -istatistiği alt ve üst sınır arasında ise ke-

sin bir sonuca varılamamaktadır. Bu durumda değişkenlerin bütünleşme sıralarının birim kök sınamaları ile belirlenmesi gerekir.<sup>2</sup>

Değişkenler arasında uzun dönem düzey ilişkisinin varlığı belirlenmiş ise ikinci aşamada uzun dönem katsayıları Denklem (9) ile tanımlanan koşullu ARDL( $p_1, q_1, q_2$ ) modelinden hareketle tahmin edilir.

$$\ln(Y/L)_t = c_0 + c_1 t + \psi D_t + \sum_{j=1}^{p_1} \lambda_j \ln(Y/L)_{t-j} + \sum_{j=0}^{q_1} \theta_{1j} \ln(K/L)_{t-j} + \sum_{j=0}^{q_2} \theta_{2j} \ln(H/L)_{t-j} + u_t \quad (9)$$

Burada tüm değişkenler yukarıda tanımlandığı gibidir. Sırasıyla bağımlı değişken ve açıklayıcı değişkenler için  $p_1, q_1, q_2$  gecikme sıraları bilgi ölçütleri ile belirlenir. Büyümenin kaynaklarını incelemek üzere uzun dönem parametreleri Denklem (9)’un en küçük kareler (EKK) yöntemi ile tahmin edilmesi ile dolaylı olarak aşağıdaki gibi tahmin edilirler.

$$\hat{C}_t = \frac{\hat{c}_0}{1 - \sum_{k=1}^p \hat{\alpha}_k} \quad \hat{\alpha} \text{ or } \hat{\beta} = \frac{\sum_{j=0}^{q_j} \hat{\theta}_j}{1 - \sum_{k=1}^p \hat{\lambda}_k} \quad (10)$$

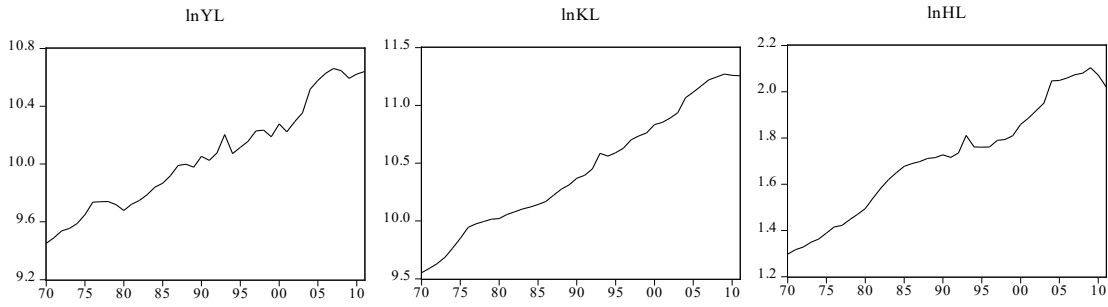
Bu çalışmada değişkenlere ait verilerin tümü Penn World Table Version 8.0’ dan (PWT 8.0) alınmıştır. Veri setinde işgücü verisi ülkede istihdam edilen kişi sayısı olup bundan sonra çalışan başına ifadesi kullanılmıştır. Bu çalışmada PWT8.0 verilerinin kullanılmasının temel nedeni, sermaye stoku ve beşeri sermayeye ilişkin yeni veri setlerine sahip olmasıdır. Toplam sermaye stoku verisi her bir varlık için üretilen sermaye stoklarının birleşimi olarak alınmıştır. Bu da amortisman oranlarının ülkeden ülkeye ve zamana göre farklı olarak tanımlanmasına olanak vermiştir. Beşeri

sermaye okullaşma oranları (Barro and Lee(2013)) ve eğitimin getirisine (Psacharopoulos(1994)) dayanarak üretilmiştir. Beşeri sermaye indeks olarak kişi başına tanımlanmıştır. Her yılın beşeri sermaye indeks değeri o yılın nüfusu ile çarpılmış ve o yılın çalışan sayısı ile bölünmüştür. Böylece çalışan başına beşeri sermaye indeksi oluşturulmuştur. Reel GSYH ve sermaye stoku 2005 fiyatlarıyla ve Türk Lirası olarak ölçülmüştür.

## 4. AMPİRİK BULGULAR

### 4.1. Uzun Dönem Parametre Tahminlerinin Elde Edilmesi

Şekil 1, 1970-2011 döneminde çalışan başına reel GSYH, fiziki sermaye stoku ve beşeri sermaye indeksinin zaman içerisinde izlediği seyri göstermektedir. Her üç değişkene ait değerler zamanla birlikte artma eğilimindedir. Türkiye ekonomisinde 1994 ve 2001 yıllarında iki önemli kriz yaşanmıştır. Türkiye ekonomisi dışa açık yapısı nedeniyle dış kaynaklı ekonomik gelişmelerden de etkilenmektedir. Çalışan başına reel GSYH, fiziki sermaye ve beşeri sermayenin yıllık ortalama büyüme hızı incelenen dönemde sırasıyla yüzde 2,9, yüzde 4,2 ve yüzde 1,8’dir.



Şekil 1: Çalışan Başına Reel GSYH, Fiziki Sermaye Stoku ve Beşeri Sermaye İndeksi

Her üç seri de zamanla birlikte artış eğiliminde olduğu için çalışan başına reel GSYH için yapılacak analizlerde en azından başlangıçta deterministik trend değişkeninin bulunması gerektiği konusunda bir bilgi sunmaktadır. Denklem (8)'de verilen sınama regresyon modeli belirleme hatasına karşı hem deterministik trend değişkeni ile hem de deterministik trend değişkeni olmadan tahmin edilmiş ve sınama tekrarlanmıştır. Sınır sınavının geçerliliği belirle-

nen sınama regresyon modelinin artıklarının ( $u_t$ ) serisel olarak bağımlı olmamalarını gerektirmektedir. Sınama regresyon modelinde sınama sonuçlarının hem gecikme seçimine hem de seçilen gecikmelerde serisel korelasyona karşı duyarlı olup olmadığını görmek üzere uygun gecikme sayısı hem Akaike (AIC) hem de Schwarz (SBC) bilgi ölçütleri ile belirlenmiştir. Veriler yıllık olup en yüksek gecikme 4 olarak belirlenmiştir.

Tablo 3: Sınır Sınavı için Gecikme Seçimi

Sabit terim ile						
$p$	AIC	SBC	$\chi^2(1)$	$p$ -değeri $\chi^2(1)$	$\chi^2(4)$	$p$ -değeri $\chi^2(4)$
1	-4,176	-3,925*	4,660	0,031	6,287	0,179
2	-4,270*	-3,890	0,277	0,599	3,797	0,434
3	-4,196	-3,684	2,466	0,116	7,556	0,109
4	-4,140	-3,493	0,536	0,464	6,651	0,156
Sabit Terim ve Deterministik Trend ile						
$p$	AIC	SBC	$\chi^2(1)$	$p$ -değeri $\chi^2(1)$	$\chi^2(4)$	$p$ -değeri $\chi^2(4)$
1	-4,256	-3,963	2,979	0,084	5,508	0,239
2	-4,622	-4,200*	3,196	0,074	12,838	0,012
3	-4,729	-4,175	8,936	0,003	17,218	0,002
4	-4,884*	-4,195	5,388	0,020	11,522	0,021

\*en küçük AIC ve SBC değerlerini gösterir.  $\chi^2(1)$  ve  $\chi^2(4)$  sırasıyla artıklarda birinci ve dördüncü sıra serisel bağımlılık yoktur sıfır hipotezini sınamak üzere sınama istatistiklerini  $p$ -değerleri ile birlikte göstermektedir.

Tablo 3, 4'e kadar her gecikme uzunluğunda hesaplanan AIC ve SBC değerleri ile hesaplanan LM istatistiklerini ( $p$ -değerleri ile birlikte) göstermektedir. Gecikme uzunlukları deterministik trend ile ve deterministik trend olmaksızın belirlenmiştir. AIC, uygun gecikme uzunluğunu deterministik trend yokken 2, deterministik trend varken 4 olarak belirlemiştir. SBC ise uygun gecikme uzunluğunu deterministik trend

içeren model için 1, deterministik trend içermeyen model için 2 olarak seçmiştir.  $p = 2$  iken deterministik trend içermeyen sınama regresyonunda artıklar arasında birinci ve dördüncü sıra serisel korelasyon yoktur sıfır hipotezi kabul edilirken gecikme sayısı 1 olduğunda artıklar yüzde 5 ve yüzde 10 önem düzeylerinde birinci sıra serisel korelasyon içermektedirler. Deterministik trend içeren sınama regresyonu için ge-



çikme sayısı 4 ve 2 olarak belirlendiğinde yine yüzde 5 ve yüzde 10 önem düzeylerinde serisel otokorelasyon vardır. Bununla birlikte yüzde 1 önem düzeyinde birinci ve dördüncü sıra serisel korelasyon yoktur sıfır hipotezi reddedilebilir. Genel olarak bakıldığında deterministik trend değişkeninin yer aldığı sınıma regresyonunda gecikme uzunluğu 1 ila 4 arasında seçildi-

ğinde serisel korelasyondan söz edilebilir. Bu nedenle çalışan başına GSYH bağımlı değişken iken değişkenler arasında uzun-dönem denge ilişkisinin varlığı için  $F$ -istatistikleri de hem deterministik trend varken hem de yokken 1’den 4’e kadar tüm gecikme uzunluklarında hesaplanmış ve kritik değerleri ile karşılaştırılmıştır. Tablo 4 sınır sınaması sonuçlarını özetlemektedir.

**Tablo 4:** Sınır Sınaması Sonuçları ( $F$ -istatistikleri)

$k = 2, T = 42$ $F(\ln YL   \ln KL, \ln HL)$	Önem Düzeyi	$F$ -iii		$F$ -iv		$F$ -v	
	% 1	5,920	7,197	5.878	6.870	7.317	8.720
	% 5	4,083	5,207	4.335	5.078	5.360	6.373
	% 10	3,330	4,347	3.625	4.330	4.437	5.377
<b>1</b>		8,386***		8,106		10,487	
<b>2</b>		2,392		6,306**		8,120**	
<b>3</b>		2,208		8,020		10,263	
<b>4</b>		1,672		9,368***		12,229***	

En yüksek gecikme uzunluğu 4 alınmıştır.  $k$ , açıklayıcı değişken sayısını ve  $T$  gözlem sayısını gösterir. Kritik değerler Narayan (2005) makalesinden alınmıştır. \*\*\*, \*\* ve \* değişkenler arasında uzun-dönem düzey ilişkisi yoktur sıfır hipotezinin sırasıyla yüzde 1, yüzde 5 ve yüzde 10 önem düzeylerinde reddedilebildiğini gösterir.

Çalışan başına reel GSYH bağımlı değişken iken değişkenler arasında uzun dönem düzey ilişkisinin varlığını araştırmak üzere üç farklı  $F$ -istatistiği hesaplanmıştır. İlk sınama istatistiği sınama denkleminde deterministik trend yokken kısıtlanmamış sabit terim kısıtı altında hesaplanmıştır ( $F$ -iii). İkinci  $F$ -istatistiği kısıtlanmamış sabit terim ve kısıtlanmış deterministik trend altında hesaplanmıştır ( $F$ -iv). Üçüncü ve son

$F$ -istatistiği ise kısıtlanmamış sabit terim ve kısıtlanmamış deterministik trend altında hesaplanmıştır ( $F$ -v). Narayan (2004 ve 2005) makalelerinde bu sınama istatistikleri için kritik değerler küçük örneklem için gözlem sayısı 30’dan başlamak üzere verilmiştir. Bu çalışmada gözlem sayısı 42 olduğu için bu kritik değerler kullanılmıştır.

**Tablo 5:** ARDL ve FM-OLS ile Uzun Dönem Parametre Tahminleri

Bağımlı Değişken: $\ln YL$	Sabit Terim ile			Sabit Terim ve Deterministik Trend ile		
	AIC <sup>a</sup>	SBC <sup>b</sup>	FM-OLS	AIC <sup>a</sup>	SBC <sup>b</sup>	FM-OLS
$\ln KL$ 'nin katsayısı ( $\alpha$ )	0,514 (3,965)***	0,448 (3,323)***	0,455 (5,144)***	0,880 (19,339)***	0,885 (10,149)***	0,417 (4,238)***
$\ln JL$ 'nin katsayısı ( $\beta$ )	0,408 (1,477)	0,552 (1,924)*	0,474 (2,504)**	0,746 (11,119)***	0,785 (6,374)***	0,561 (2,664)***
Sabit terim	3,893 (4,293)***	4,392 (4,725)***	4,493 (7,367)***	0,080 (0,181)	-0,053 (-0,060)	4,730 (6,968)***
<b>Hansen (1992)'ye Dayanan İstikrarlılık Sınamaları</b>						
Sup $F$	71,901			11,532*		
Mean $F$	10,906*			4,957*		
$L_c$	0,465*			0,410*		

AIC, ARDL modelleri için gecikme sıralarını deterministik trend yokken (1,2,4), deterministik trend varken (4,3,4) olarak belirlemiştir. SBC, ARDL modelleri için gecikme sıralarını deterministik trend yokken (1,2,2) deterministik trend varken (3,2,1) olarak belirlemiştir.

Sup $F$  ve Mean $F$  istatistikleri için budama bölgesi [0,10 ve 0,90] olarak belirlenmiştir. İstikrar sınamaları için sıfır hipotezi uzun dönem parametre tahminleri istikrarlıdır şeklindedir. Kovaryans matrisinin elemanlarını tahmin etmek üzere kullanılan bant genişliği Bartlett kernel ile belirlenmiştir. İstikrar sınamaları için kritik değerler Hansen (1992)'den alınmıştır.

Parantez içindeki değerler  $t$ -istatistikleri olup \*\*\*, \*\* ve \* sırasıyla % 1, % 5 ve % 10 önem düzeylerinde istatistik bakımdan anlamlılığı gösterir.

\*uzun dönem parametre tahminlerinin % 1, % 5 ya da % 10 önem düzeylerinde istikrarlı olduğunu gösterir.

AIC ve SBC bilgi ölçütlerince belirlenen gecikmelerde hesaplanan  $F$ -istatistikleri geleneksel önem düzeylerinde belirlenen kritik değerlerden büyük olup değişkenler arasında uzun dönem düzey ilişkisi yoktur sıfır hipotezi reddedilebilmektedir. Buna göre uzun dönem parametreleri tahmin edilebilir.<sup>2</sup> Uzun dönem parametre tahminleri Tablo 5'te verilmiştir.

Üç değişkenli sistemde  $(\ln(Y/L), \ln(K/L), \ln(H/L))$  ARDL( $p, q_1, q_2$ ) modeli için AIC ile deterministik trend ve deterministik trendsiz iki model belirlenmiştir. Uygun gecikme sıraları bu üç değişken için sırasıyla deterministik trend yokken (1,2,4) ve deterministik trend varken (4,3,4) olup SBC gecikme sayılarını sırasıyla (1,2,2) ve (3,2,1) olarak seçmiştir. Bu dört farklı model  $p = 0, 1, \dots, 4$  (deterministik trend varken ve yokken) olmak üzere 64 ARDL modeli arasından AIC ve SBC bilgi ölçütleri kullanılarak belirlenmiştir.

Bu belirlenen ARDL modellerinin katsayıları Denklem (10)'da verilen formüllerde yerine konarak Denklem (7)'te tanımlanan model için uzun dönem parametre tahminlerinin elde edilmesinde kullanılmıştır. SBC ile deterministik trend yokken belirlenen ARDL modeli üzerinden elde edilen uzun dönem katsayıları istatistik bakımından geleneksel önem düzeylerinde anlamlı tahmin edilmiştir. Deterministik trend varken elde edilen uzun dönem tahminleri de istatistik bakımından anlamlıdır. Katsayı tahminlerinin işaretleri de teori ile uyumlu olup (0,1) arasında tahmin edilmiştir. Bununla birlikte ARDL modeli deterministik trend varken AIC ve SBC ile belirlendiğinde  $\ln(K/L)$  ve  $\ln(H/L)$  değişkenlerinin katsayıları daha büyük tahmin edilmiştir. Diğer taraftan, literatürde trend değişkenini multifaktör verimliliğini temsil eden bir değişken olarak ele alan çalışmalar olduğunu eklemek gerekir (bkz. Aschauer (1989: 182)). Mevcut çalışmada ise büyüme muhasebesi deterministik trend yok iken geçerli sonuçlar kullanılarak yapılmıştır. Bunun nedeni şöyle açıklanabilir: Deterministik trend değişkenindeki değişme, üretim fonksiyonunun kaymasına neden olan bir şok olarak değerlendirildiğinde, söz konusu şok teknolojik gelişme olarak da ifade edilebilir. Halbuki kullanılan modelde sabit terim teknoloji düzeyini ve sabit terimdeki değişme oranı teknolojik gelişme hızını vermektedir.

Uzun dönem tahminleri aynı zamanda Phillips ve Hansen (1990) makalesi ile tanımlanmış olan değişti-

rilmiş en küçük kareler tahmincisi (FM-OLS) ile de elde edilmiştir.<sup>3</sup> Bu tahminler de Tablo 5'te özetlenmiştir. FM-OLS yöntemi açıklayıcı değişkenlerdeki olası içsellik nedeniyle ortaya çıkan sapmayı ve ayrıca serisel korelasyonu düzeltmektedir.<sup>4</sup> Bununla birlikte bu yöntemin uygulanması değişkenler arasında birden fazla uzun dönem ilişki olmamasını gerektirir. Burada özetlenmemekle birlikte değişkenler arasında uzun dönem ilişkinin varlığı çalışan başına sermaye stoku ve beşeri sermaye sırasıyla bağımlı değişken alınarak araştırılmış ve sadece çalışan başına reel GSYH bağımlı değişken iken değişkenler arasında uzun dönem düzey ilişkisi belirlenmiştir. FM-OLS ile uzun dönem esneklikler tahmin edilirken yine deterministik trendde karşı tahminlerin duyarlılığı incelenmiş ve iki farklı tahmin sunulmuştur (bakınız Tablo 5'te üçüncü ve altıncı tahmin sütunları). FM-OLS tahminleri de teori ile uyumludur. Bu tahminler deterministik trend varken önemli değişiklikler göstermemiştir.

Tablo 5 aynı zamanda uzun dönem katsayılarının istikrarlı olup olmadıklarına ilişkin Hansen (1992) makalesinde tanımlanan üç sına istatistiğini de raporlamaktadır:  $SupF$ ,  $MeanF$  ve  $L_c$ . Bu üç sına istatistiği için sıfır hipotezi aynı olup  $SupF$  sınaması klasik  $ChowF$ -sınamaları ile aynı düşünceye dayanır. Bu sına için alternatif hipotez zamanın bilinmeyen bir noktasında ani bir rejim değişimi vardır şeklinde tanımlanmıştır.  $SupF$  sınaması örneklem çapında budama yapmayı gerektirir. Bu çalışmada yazar takip edilerek (ve küçük örneklem çapı nedeniyle) alt örneklem (0.107, 0907) olarak alınmıştır.  $MeanF$  sınaması tanımlanan modelin istikrarlı bir ilişkiyi yakalayıp yakalamadığını araştırmaktadır.  $L_c$  istatistiği yazar tarafından parametre değişimine ilişkin olabilirlik incelenen zaman dönemi boyunca görece olarak sabit ise önerilmektedir. Bu sına istatistiği aynı zamanda değişkenler arasında uzun dönem düzey ilişkisi vardır hipotezini sınamak üzere de kullanılabilir (Hansen, 1992).

$MeanF$  ve  $L_c$  istatistikleri deterministik trend varken ve yokken elde edilen uzun dönem esneklik katsayılarının istikrarlı olduğunu gösterirken  $L_c$  istatistiği aynı zamanda sınır sınaması ile değişkenler arasında belirlenen uzun dönem düzey ilişkisi vardır sonucunu da desteklemektedir.  $SupF$  istatistiğine göre deterministik trend varken belirlenen uzun dönem katsayılarının istikrarlı olduğuna işaret etmektedir.<sup>5</sup>



#### 4.2. Büyüme Muhasebesi Sonuçları

Büyüme muhasebesi sonuçları Tablo 6'da verilmiştir. Buna göre, Türkiye'de 1970-2011 döneminde emek başına hasılanın yıllık ortalama büyüme oranı yüzde 2,90 olarak gerçekleşmiştir. 2,90 puanlık büyümenin yüzde 64,17'si fiziki sermaye birikimi ile açıklanırken yüzde 33,57'si beşeri sermaye birikimi açıklanmıştır. Toplam faktör verimliliği büyümesinin katkısı ise yüzde 2,26 olarak gerçekleşmiştir.

Onar yıllık dönemler olarak inceleme yapıldığında ise toplam faktör verimliliği büyümesinin katkısının hem pozitif hem de negatif olduğu gözlemlenmiştir. 1970-1980 ve 1990-2000 dönemleri için toplam faktör verimliliği büyümesinin katkısı negatif olsa da, 1980-1990 ve 2000-2011 dönemlerinden toplam faktör verimliliği büyümesinin katkısı pozitif olarak gerçekleşmiştir.

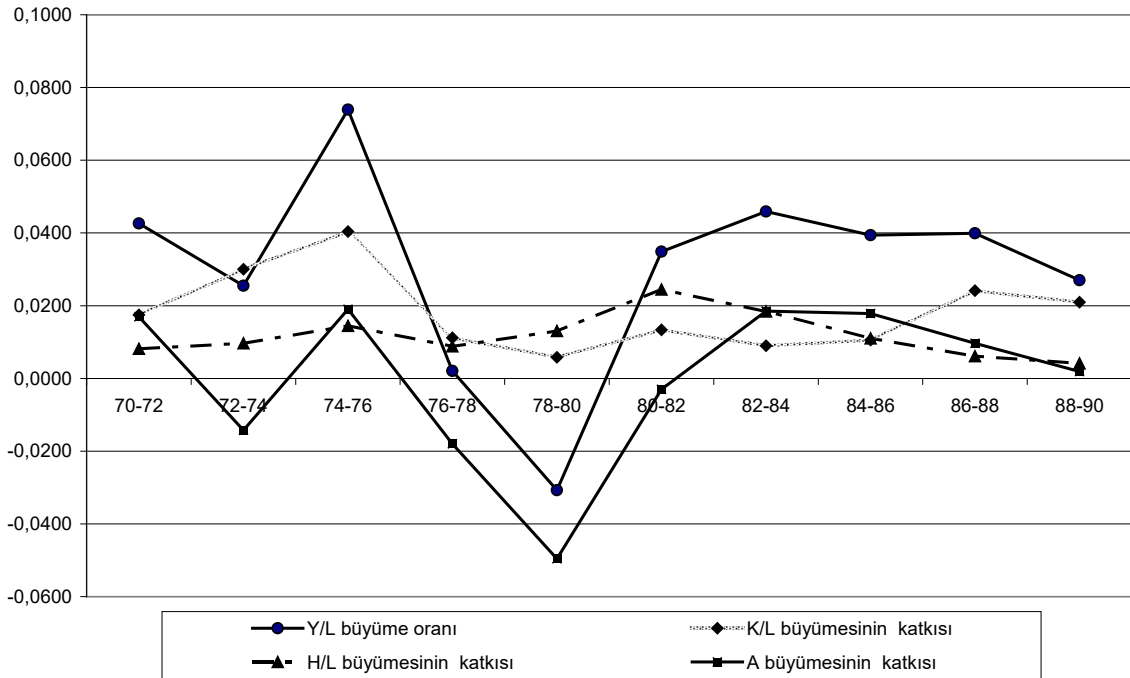
**Tablo 6:** Büyüme Muhasebesi Sonuçları

Dönem	Emek Başına Hasıla Yüzde Büyüme Oranı	Emek Başına Sermaye Büyümesinin Yüzde Katkısı	Emek Başına Beşeri Sermaye Büyümesinin Yüzde Katkısı	Toplam Faktör Verimliliği Büyümesinin Yüzde Katkısı
1970-2011	0,0290	<b>64,1659</b>	33,5705	2,2636
1970-1980	0,0227	92,5388	47,8239	-40,3628
1980-1990	0,0374	41,6889	34,3084	24,0028
1990-2000	0,0224	92,7277	32,5470	-25,2747
2000-2011	0,0331	51,9802	24,5625	23,4573

**Kaynak:** Yazarların kendi hesaplamalarıdır.

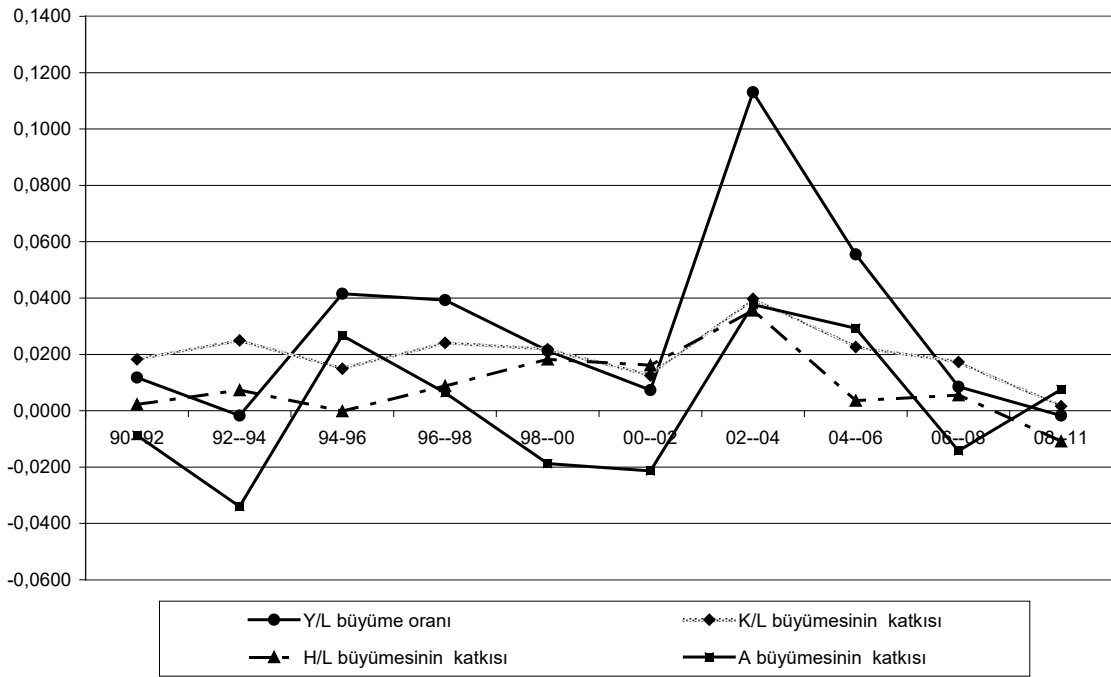
Tablo 6'dan sonra iki grafikte ikişer yıllık emek başına hasıla büyüme oranı ve büyüme oranının kaynakları birlikte verilmiştir. Emek başına hasıla büyüme oranındaki

dalgalanma ile toplam faktör verimliliği büyümesinin katkısındaki dalgalanma hemen hemen tüm dönemler için örtüşmüş ve benzer bir eğilim gerçekleşmiştir.



**Şekil 2:** Emek başına hasıla büyüme oranının kaynakları (2 yıllık dönemler, 1970-1990)

**Kaynak:** Yazarların kendi hesaplamalarına dayanmaktadır.



Şekil 3: Emek başına hasıla büyüme oranının kaynakları (2 yıllık dönemler, 1990-2011)

**Kaynak:** Yazarların kendi hesaplamalarına dayanmaktadır.

## 5. SONUÇ

Bu çalışmada, Türkiye’de ekonomisinde iktisadi büyümenin kaynakları Harrod-nötr teknolojik gelişme varsayımı altında incelenmiş ve aşağıdaki sonuçlar elde edilmiştir.

i) Türkiye’de görece uzun dönemli büyümenin esas kaynağının toplam faktör verimliliği büyümesi değil sermaye birikimi olduğunu söylemek mümkündür. Bir başka deyişle, *bir büyüklük olarak* emek başına hasıla büyüme oranı, toplam faktör verimliliği büyümesi ile değil sermaye birikimi ile açıklanmıştır. Bu bulgu, Abu-Bader ve Abu-Qarn (2007)’deki 1960-1998 dönemi sonuçları ile benzerdir.

ii) Diğer taraftan onar yıllık dönemler için toplam faktör verimliliği büyümesinin katkısının hem pozitif hem de negatif olduğu gözlemlenmiştir (bkz. Tablo 6). Özellikle 1980-1990 ve 2000-2011 dönemlerindeki görece hızlı büyüme dönemlerinde toplam faktör verimliliği büyümesinin katkısı pozitif ve % 23-24 civarındadır. O halde dönemin bütünü için sermaye birikimi iktisadi büyümenin esas kaynağı olarak değerlendirilmiş olsa da alt dönemlere ilişkin farklı saptamalar yapılabilir. Buna göre, toplam faktör verimliliği büyümesi, emek başına hasıla büyüme oranının *bir*

*büyüklük olarak* temel kaynağı olmasa da görece kısa dönemli *dalgalanmasının* esas kaynağı olarak değerlendirilebilir (bkz. Şekil 2 ve Şekil 3).

iii) Yukarıdaki ilk iki saptama birlikte ele alındığında şu sonuca ulaşılabılır: Toplam faktör verimliliği büyümesi emek başına hasıla büyüme oranının *dalgalanmasını* bir eğilim olarak belirlese de *bir büyüklük olarak* büyümenin esas kaynağı değildir.

iv) Tahmin edilen parametrelere göre, hasılanın sırasıyla fiziki sermayeye ve beşeri sermayeye göre esnekliği 0,448 ve 0,552’dir (Tablo 5’teki ikinci sütundaki tahminler). İlginç bir şekilde bu iki parametrenin toplamı 1’e eşit olarak tahmin edilmiştir. Bu durumda denklem (4)’teki teknoloji düzeyi ile emeğin çarpımı olarak ifade edilen efektif emek düzeyinin üssü sifıra eşit olur. Bir başka deyişle, fiziki sermaye, beşeri sermaye ve emek sabitken, teknoloji düzeyindeki %1’lik artış çıktığı hiç etkilememektedir. Bunun anlamı şudur: Fiziki sermaye, beşeri sermaye ve emek sabitken teknoloji düzeyindeki artış hasıla düzeyini değiştirmemektedir. Bu saptama bir önceki saptama ile birleştirildiğinde şu sonuca ulaşılabılır: Fiziki ve beşeri sermaye birikimi ve emek arzı artışı olmaksızın toplam faktör verimliliği büyümesinin hasıla büyümesi

üzerinde hiçbir etkisi yoktur; toplam faktör verimliliği büyümesi, fiziki ve beşeri sermaye birikimi ve emek arzı artışı ile yakından ilişkilidir.

v) O halde, toplam faktör verimliliği büyümesi emek başına hasıla büyüme oranının *dalgalanmasını* belirleyen dışsal bir unsur değil; fiziki ve beşeri sermaye birikimi ve emek arzı artışı ile belirlenen ve böylece emek başına hasıla büyüme oranının *dalgalanmasını* belirleyen ekonomiye içsel bir unsurdur. Bu sonuç Türkiye’de fiziki ve beşeri sermaye birikimi ve emek arzı artışı ile toplam faktör verimliliği büyümesi arasındaki ilişkilerin araştırılmasını işaret etmektedir.

vi) Fiziki ve beşeri sermaye birikimi ve emek arzı artışı ile toplam faktör verimliliği büyümesi arasındaki ilişkilere göre politika çıkarımları yapılabilir. Söz konusu ilişkileri hangisi pozitif ve güçlü bir ilişkiyi gösteriyorsa öncelik olarak o alana kaynak tahsisinin yapılması uygun olacaktır. Sonuç olarak, mevcut çalışma, gerek ampirik açıdan gerekse politika önerileri olarak, fiziki ve beşeri sermaye birikimi ve emek arzı artışı ile toplam faktör verimliliği büyümesi arasındaki ilişkilerin yönünün ve büyüklüğünün araştırılmasını işaret etmektedir.

## SON NOTLAR

<sup>1</sup> Türkiye'ye ilişkin diğer başka çalışmalarda şu bulgular elde edilmiştir: Altug, Filiztekin ve Pamuk (2008) 1880-2005 döneminde Türkiye'de büyümenin kaynaklarını Hicks-nötr teknolojik gelişme varsayımı altında incelemiştir. Altug, Filiztekin ve Pamuk (2008), çıktı büyümesine toplam faktör verimliliği büyümesinin katkısı 1980 sonrası dönemde tek sektörlü modellerde % 30 civarında olduğunu saptamış ve özellikle 1980 sonrası dönemde toplam faktör verimliliği büyümesinin önemini vurgulamıştır. İsmihan ve Özcan (2006), 1960-2004 dönemi için Türkiye'de büyümenin kaynaklarını Hicks-nötr teknolojik gelişme varsayımı altında incelemiş ve "hem toplam faktör verimliliği hem de sermaye birikiminin incelenen dönem boyunca büyümenin önemli kaynakları" (2006: 85) olduğu sonucuna varmıştır. Bu çalışmalardan farklı olarak, Açıkgöz ve Karpat-Çatalbaş (2010) parametrik olmayan regresyon analizi ile Türkiye'de büyümenin kaynaklarını 1968-2006 dönemi için incelemiştir. Açıkgöz ve Karpat-Çatalbaş (2010)'un sonuçlarına göre 1980 öncesi dönemde iktisadi büyümenin kaynağı sermaye birikimi iken, 1980 sonrası dönemde 1991-1995 yılları hariç olmak üzere toplam faktör verimliliği büyümesidir.

<sup>2</sup> Serilerin bütünleşme sıraları yine de Dickey ve Fuller'in (1979) ADF, trendden arındırılmış Dickey-Fuller genelleştirilmiş en küçük kareleri (Elliot ve başk., 1996) ile belirlenmiştir. ADF ve DF-GLS sınamaları her üç serisinde birinci-sıra fark durağan olduğuna işaret etmiştir. Bu sonucun yapısal kırılma altında geçerli olup olmadığı Lee ve Strazicich (2003) sınaması ile de araştırılmış ve serilerin birinci-sıra fark durağan oldukları sonucuna varılmıştır.

<sup>3</sup>ARDL ve FM-OLS tahmin yöntemlerinin açıklayıcı değişkenlerdeki olası içsellik sorunu karşısında parametre tahminlerindeki olası sapmayı çözdüğü Pesaran ve Shin (1997) ile Philips ve Hansen (1990) ile belirtilmektedir. Bununla birlikte zayıf dışsallık sınaması yapılmıştır. Sınırlar sınaması değişkenlerin bütünleşme dereceleri için bir ön sınamaya gerektirmemesi nedeniyle de popülerdir. ADF ve DF-GLS sınamaları her üç serisinde birinci-sıra fark durağan olduğuna işaret etmiştir. Bu sonucun yapısal kırılma altında geçerli olup olmadığı Lee ve Strazicich (2003) sınaması ile de araştırılmış ve serilerin birinci-sıra fark durağan oldukları sonucuna varılmıştır. Bu nedenle Johansen (1988) ve Johansen ve Juselius (1990) eştümleş-

me sınaması ile incelenmiş ve yüzde 5 önem düzeyinde değişkenlerin eştümleşik oldukları belirlenmiştir. Sınama için uygun gecikme sayısı tanısal sınamalar sonucu VAR modeli için 3 olarak belirlenmiştir. Düzeltme parametrelerine sıfır kısıtlaması getirmek suretiyle hesaplanan LR istatistikleri 0.014 p-değeri ile 8.601 (lnKL için) ve 0.526 p-değeri ile 0.401 (lnHL için) olarak hesaplanmıştır. Bu sonuçlara göre lnKL ve lnHL serilerinin zayıf dışsal oldukları yüzde 1 önem düzeyinde söylenebilir.

<sup>4</sup> Sayın Hakeme sınamanın gerekliliğini hatırlattığı için teşekkür ederiz. Ölçeğe göre sabit getiri için sınamaya süreci ve sınamaya sonucu aşağıda özetlenmiştir.

Durağan olmayan seriler ile uzun-dönem parametrelerinin tahmini için literatürde sıklıkla başvurulan yöntemler Engle ve Granger (1987) iki aşamalı tahmin süreci, Johansen (1988) ve Johansen ve Juselius (1990) ranklara dayanan eştümleşme süreci ve Pesaran, Shin ve Smith'in (2001) sınırlar sınamasıdır. Parametrelere konan doğrusal kısıtları sınamaya süreçleri hata terimleri üzerine kuruludur. Bu nedenle Denklem (7) ile verilen büyüme muhasebesi denkleminin kısıtlanmamış versiyonu için tahminler yapılmış ve ölçeğe göre sabit getirinin geçerli olup olmadığı 1970-2011 dönemi için incelenmiştir. Kısıtlanmamış model aşağıdaki gibidir.

$$\ln Y_t = \gamma \ln A + \alpha \ln K_t + \beta \ln H_t + \gamma \ln L_t + u_t$$

Sıfır hipotezi ( $H_0: \alpha + \beta + \gamma = 1$ ) altında kısıtlanmamış model Denklem (7)'dedir.

$\ln Y$ ,  $\ln K$ ,  $\ln H$  ve  $\ln L$  serilerinin birinci-sıra fark durağan oldukları yukarıda belirtilen birim kök sınamaları ile incelenmiş ve geleneksel önem düzeylerinde I(1) oldukları belirlenmiştir. Yine sınırlar sınaması uygulanmıştır. Schwarz bilgi kriteri ile belirlenen gecikmelerde sınamaya regresyonunun artıkları serisel korelasyonsuz olup  $F$ -ii,  $F$ -iv ve  $F$ -v istatistikleri sırasıyla 10,035, 4,652 ve 5,031 olarak hesaplanmıştır. Dört değişken için Narayan (2005) ile üretilen kritik değerler ile karşılaştırıldığında  $F$ -iii yüzde 1,  $F$ -iv ve  $F$ -v yüzde 10'da değişkenler arasında bir eştümleşme ilişkisi olduğu sonucuna varılmıştır. Bu tip doğrusal kısıtlar altında kısıtlanmamış ve kısıtlanmamış modellerin karşılaştırılması artıklar üzerinden yapılacağından yukarıda verilen kısıtlanmamış model öncü-geçiken tahmincisi ile tahmin edilmiş (yine açıklayıcı değişken-

lerdeki olası içsellik nedeniyle) ve uygun gecikme AIC ve SIC bilgi kriterlerine göre (-4, 4) olarak belirlenmiş ve kısıtın geçerli olup olmadığı aşağıda verilen model üzerinden sınanmıştır.

$$\ln Y_t = C + \alpha \ln K_t + \beta \ln H_t + \gamma \ln L_t + \sum_{k=-4}^{+4} \delta_i \Delta \ln K_t + \sum_{k=-4}^{+4} \delta_i \Delta \ln H_t + \sum_{k=-4}^{+4} \delta_i \Delta \ln L_t + u_t$$

Bu model üzerinden hesaplanan LR istatistiği 0,072 *p*-değeri ile 1.257’dir. AIC ve SCH’nin öncü ve gecikme için belirlediği ikinci en iyi gecikme (-3, 4) olup LR-istatistiği 0,600 *p*-değeri ile 0.305’tir. Maksimum gecikme (-4, 4) olarak belirli iken çeşitli kombinasyonlar da denenmiş ve çoğunlukla sıfır hipotezi geleneksel önem dü-

zeylerinde kabul edilebilmiştir. Bu sonuçlara göre 1970-2011 döneminde Türkiye ekonomisinde ölçüğe göre sabit getiri hipotezinin geçerli olduğu sonucuna varılmıştır.

<sup>5</sup> Sınır sınaması uygulanırken 1994 ve 2001 kriz dönemleri için kukla değişkenler tanımlanmıştır. 1980 yılında takip edilen büyüme stratejisinde ihracata dayalı büyümeye yönelmesi durumunun da etkisi kukla değişken ile sınamaya dahil edilmiş ve analizler tekrarlanmıştır. Bu kukla değişkenlerinin katsayıları sınama regresyonlarında genellikle istatistik bakımdan anlamlı bulunmuştur. Bununla birlikte kukla değişkenler sınama regresyonlarının artıklarındaki serisel korelasyon için LM istatistiklerinin hesaplanan değerlerini arttırmış yani serisel korelasyona neden olmuştur. Bu nedenle kukla değişkenler sınama regresyonlarına dahil edilmemiştir. Kısıtlanmamış ARDL modellerine kukla değişkenler dahil edildiğinde uzun dönem parametrelerinin bundan önemli ölçüde etkilenmediği gözlenmiştir.

## KAYNAKLAR

- Abu-Qarn Aamer S. ve Abu-Bader Suleiman (2007) “Sources of growth revisited: Evidence from selected MENA countries” *World Development*, 35: 752-771.
- Acikgoz, S. ve Mert, M. (2014) “Sources of Growth Revisited: The Importance of the Nature of Technological Progress” *Journal of Applied Economics*, 7(1): 31-62.
- Acikgoz, S. ve Mert, M. (2015) “A Short Note on the Fallacy of Identification of Technological Progress in Models of Economic Growth” *Sage Open*, baskıda.
- Açikgöz, Ş. ve Karpat Çatalbaş, G. (2010) “Türkiye Ekonomisinde Büyümenin Kaynakları: Parametrik Olmayan Bir Yaklaşım” *Dokuz Eylül Üniversitesi İİBF Dergisi*, 25(2): 1-22.
- Akerlof, G. ve Nordhaus, W. D. (1967) “Balanced Growth-A Razor’s Edge?” *International Economic Review*, 8(3): 343-348.
- Altug, S., Filiztekin, A. ve Pamuk, Ş. (2006) “Sources of Long-Term Economic Growth for Turkey, 1880-2005” *European Review of Economic History*, 12,: 393-430.
- Aschauer, D. A. (1989) “Is Public Expenditure Productive” *Journal of Monetary Economics*, 23: 177-200.
- Barro, R.J. ve Lee J. (2013) “A new data set of educational attainment in the world,1950--2010” *Journal of Development Economics*, 104: 184-198.
- Bosworth, B., Collins S. M. ve Virmani, A. (2007) “Sources of Growth in the Indian Economy” NBER Working Paper Series, No. 12901.
- Caporale, G. Maria ve Pittis, N. (2004) “Estimator choice and Fisher’s Paradox: A Monte Carlo study” *Econometric Review*, 23: 25-52.
- Dickey, D. ve Fuller, W.A. (1979) “Distribution of the estimates for autoregressive time series with unit root” *Journal of the American Statistical Association*, June, 74(366): 427-431.
- Engle, R. F. ve Granger, C. W. J. (1987) “Cointegration and error correction representation: estimation and testing” *Econometrica*, 55(2): 251-276.
- Elliot, G., Rothenberg, T. J. ve Stock, J. H. (1996) “Efficient tests for an autoregressive unit root” *Econometrica*, 64(4): 813-836.
- Feenstra, R. C., Inklaar R. ve Timmer, M. P. (2013) “The Next Generation of the Penn World Table” available for download at [www.ggd.net/pwt](http://www.ggd.net/pwt)
- Hansen, B. E. (1992) “Tests for parameter instability in regressions with I(1) processes” *Journal of Business and Economic Statistics*, 10: 321-335.
- Harrod, R. F. (1948) *Towards a dynamic economics*, London, Macmillan and Co.

Hicks, J. R. (1963) *The theory of wages*, 2nd edition, London, Macmillan and Co.

Inada, K. (1964) "Economic Growth under Neutral Technical Progress" *Econometrica*, 32 (1/2): 101-121.

İsmihan, M. ve Metin-Özcan, K. (2006) "Türkiye Ekonomisinde Büyümenin Kaynakları: 1960-2004" *İktisat, İşletme ve Finans*, 21(Nisan): 74-86.

Johansen, S. (1988) "Statistical analysis of cointegrating vectors" *Journal of Economic Dynamic and Control*, 12(2-3): 231-254.

Johansen, S. ve Juselius, K. (1990) "Maximum likelihood estimation and inference on cointegration with application to the demand for Money" *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 52(2): 169-209.

Klenow, P. J. ve Rodríguez-Clare, A. (1997) The neoclassical revival in growth economics: Has it gone too far? NBER Macroeconomics Annual 12: 73-102.

Lee, J. ve M. C. Strazicich (2003) "Minimum LM unit root test with two structural breaks" *The Review of Economics and Statistics*, 63: 1082-1089.

Mankiw, G., Romer, D. ve Weil, D. N. (1992) "A contribution to the empirics of economic growth" *Quarterly Journal of Economics*, 107: 407-437.

Mirrlees, J. A. (1967) "Optimum Growth when Technology is Changing" *The Review of Economic Studies*, 34(1): 95-124.

Nehru, V. ve Dhareshwar, A. (1993) "A New Database on Physical Capital Stock: Sources, Methodology and Results", *Revista Analisis de Economico*, 8(1): 37-59.

Panopoulou, E. ve Pittis, N. (2004) "A comparison of autoregressive distributed lag and dynamic OLS cointegration estimators in the case of a serially correlated cointegration error" *Econometric Journal*, 7: 585-617.

Pesaran, M. H. ve Shin, Y. (1999) "An Autoregressive Distributed Lag Modeling Approach to Cointegration Analysis", in S. Strom (Ed.), *Econometrics and Economic Theory in the 20th Century: The Ragnar Frisch Centennial Symposium*. Cambridge University Press, Cambridge.

Pesaran, M. H. (1997) "The role of economic theory in modelling the long run" *Economic Journal*, 107: 178-191.

Pesaran, M. H., Shin, Y. ve Smith, R. J. (2001) "Bounds testing approaches to the analysis of level relationships" *Journal of Applied Econometrics*, 16: 289-326.

Phillips, P. C. B. ve Hansen, B. E. (1990) "Statistical inference in instrumental variables regression with I(1) processes" *Review of Economic Studies*, 57: 99-125.

Psacharopoulos, G. (1994) "Returns to investment in education: A global update" *World Development*, 22 (9): 1325-1343.

Solow, R. M. (1957) "Technical change and the aggregate production function" *Review of Economics and Statistics*, 39: 312-320.

Uzawa, H. (1961) "Neutral inventions and the stability of growth equilibrium" *Review of Economic Studies*, 28: 117-124.