



## Türkiye Ekonomisinde Büyümenin Kaynakları: Parametrik Olmayan Bir Yaklaşım

Şenay AÇIKGÖZ<sup>1</sup>

Gaye KARPAT ÇATALBAŞ<sup>2</sup>

### Özet

Bir ekonomide büyümenin kaynaklarının geleneksel büyüme muhasebesi çerçevesinde tahmini faktör piyasalarının rekabetçi oldukları ve üretim fonksiyonunun belirli bir kalıba uyduğu şeklindeki varsayımların sağlanmasını gerektirmektedir. Bu çalışmada Iwata vd. (2003) çalışmasından hareketle Türkiye ekonomisinde büyümenin kaynakları ve toplam faktör verimliliği (TFV) 1968-2006 dönemi için söz konusu varsayımların sağlanmasını gerektirmeyen parametrik olmayan regresyon analizi ile tahmin edilmiştir. Çıktının sermaye ve işgücü girdisine göre esneklik katsayılarının parametrik olmayan regresyon tahminleri Türkiye ekonomisinde ölçüğe göre azalan getiri olduğunu göstermektedir. Tahmin sonuçlarına göre 1980 öncesi dönemde büyümenin kaynağı sermaye birikimi iken, 1980 sonrası dönemde 1991-95 yılları dışında TFV büyümesidir. İşgücünün büyümeye en önemli katkısını 1991-95 döneminde yaptığı gözlenmiştir.

**Anahtar Kelimeler:** Büyümenin Kaynakları, Toplam Faktör Verimliliği (TFV), Parametrik Olmayan Regresyon

**JEL Sınıflandırması:** O40, C14

### Sources of Growth in the Turkish Economy: A Non-parametric Approach

#### Abstract

Estimating the sources of economic growth within the framework of the conventional growth accounting approach is based on two assumptions namely the factor markets are competitive and the underlying aggregate production function has a specific form. In this study, following Iwata et al (2003), sources of economic growth and total factor productivity (TFP) growth in the Turkish economy for the period 1968-2006 were estimated with nonparametric regression approach which does not require imposing these restrictive assumptions. Nonparametric estimates of income share of capital and labor indicated there are diminishing returns to scale in the Turkish economy. According to results, capital formation is the main sources of growth before in the pre-

<sup>1</sup> Yrd. Doç. Dr., Gazi Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Ekonometri Bölümü, asenay@gazi.edu.tr.

<sup>2</sup> Yrd. Doç. Dr., Osman Gazi Üniversitesi Fen-Edebiyat Fakültesi İstatistik Bölümü, gkarpat@ogu.edu.tr.

*1980 period, TFP is the sources of growth with the exception of 1991-95 period and post-1980 period seems to be the sources of growth. It is observed that labor's contribution to economic growth reached the highest level in the 1991-95.*

**Keywords:** *Sources of Growth, Total Factor Productivity (TFP), Non-parametric Regression*

**JEL Classification Codes:** *O40, C14*

---

## **1. Giriş**

Hulten (2000) tarafından ifade edildiği gibi iktisatçılar toplam faktör verimliliğinin (TFV) iktisadi büyüme sürecinin önemli bir faktörü olduğunun farkında olmakla birlikte, yoğun tartışmalarını daha çok kullandıkları yöntemler ve ileri sürdükleri varsayımlar üzerine yapmaktadırlar. Dolayısıyla büyümenin kaynakları ve TFV büyümesi üzerine oluşan literatürün ölçmeye yönelik kısmi büyüme muhasebesinin kendi varsayımları yanında kullanılan yöntem(ler)in kendinden gelen varsayımlar ya da kısıtlar üzerine odaklıdır.

Çıktıda büyüme sağlayan faktörlerin nicel katkılarını ve TFV'ni ölçmeye yönelik yaklaşımlar parametrik ve parametrik olmayan yaklaşımlar olarak iki başlık altında değerlendirilebilir. Parametrik yaklaşımda, üretim fonksiyonunun belirli bir matematiksel kalıba uyduğu varsayımı altında üretim fonksiyonu değişkenlerin düzey ya da fark değerleri ile tahmin edilmektedir. Diğer bir ifade ile büyümenin kaynakları deterministik ve stokastik yapının ayrıştırılması ile belirlenmekte ve böylece TFV'deki artış oranları tahmin edilmektedir. Parametrik olmayan yaklaşımlar ise geleneksel ve genişletilmiş büyüme muhasebesine dayanmakta ve faktör piyasalarının tam rekabet piyasaları oldukları varsayımı altında, gerekli denge koşullarından hareketle çözümlenmeleri içermektedir.

Her iki yaklaşımda da çoğunlukla zaman serisi verileri kullanılmakta ve Solow (1957) modeli üzerine kurulu geleneksel büyüme muhasebesi ile

büyümenin kaynakları belirlenmektedir. Tercih edilen yaklaşım<sup>3</sup> değişmekle birlikte, bu çalışmalarda, ölçeğe göre sabit getiri varsayımı altında Cobb-Douglas tipi üretim fonksiyonu temel alınmaktadır.

Iwata *vd.* (2003) tarafından belirtildiği gibi bu varsayımlar özellikle gelişmekte olan ekonomilerde pek sağlanamamaktadır. Gelişmekte olan ekonomilerde faktör piyasaları tam rekabet koşullarından çok uzaktır, dahası bu ekonomiler için üretim fonksiyonunun belirli bir kalıba uyduğunu varsaymak da gerçekçi değildir. Hulten (2000), Solow büyüme muhasebesi modelinin aslında endeks sayılarına dayanan ve tümüyle parametrik olmayan bir yapıda olduğunu ileri sürmekte ve bu varsayımları eleştirmektedir. Iwata *vd.* (2003) çalışmasında üretim fonksiyonunun belirli bir kalıba uymasının ve ölçeğe göre sabit getiri varsayımının gerekmediği parametrik olmayan regresyon analizi ile Asya Kaplanları olarak anılan ülkelerde büyümenin kaynakları geleneksel büyüme muhasebesi anlayışından hareketle analiz edilmiştir.

İktisadi büyüme ve büyümenin kaynakları üzerine yoğun çalışmaların yapıldığı, bununla birlikte konunun Türkiye ekonomisi açısından sınırlı sayıda çalışmada ele alındığı söylenebilir.<sup>4</sup> Bu çalışmalardan en güncel olanları Altuğ *vd.* (2006), İsmihan ve Metin-Özcan (2005 ve 2006) çalışmalarıdır. İlk çalışma genişletilmiş büyüme muhasebesi yaklaşımına dayanmakta ve 1880-2005 dönemini kapsamaktadır. Diğer iki çalışma 1960-2004 dönemini kapsamakla birlikte, ilkinde eştümleşme analizi kullanılmıştır. Analizler genişletilmiş büyüme muhasebesi çerçevesinde yapılmıştır. Yine son dönemde yapılan çalışmalardan Saraçoğlu ve Suiçmez (2006) ve Alvan (2006) çalışmalarında

---

<sup>3</sup> Büyümenin kaynakları konusu ülke karşılaştırmalı olarak yatay kesit verileriyle de incelenmiş (Dougherty ve Jorgenson, 1996 ve Islam, 1999) ve benzer şekilde Cobb-Douglas üretim fonksiyonunun bilinen kalıbı ile emek ve sermaye esnekliklerinin tahmin edildiği gözlenmiştir.

<sup>4</sup> Krugman (1994), Young (1995), Tempel (1999), Bosworth ve Collins (2003), Senhadji (2000) ve Hakura (2004) çeşitli ülkeler üzerine yapılmış çalışmalardan sadece birkaçıdır.

diğerlerinden farklı olarak imalat sanayinde büyümenin kaynakları araştırılmış ve analizler ilkinde 1980-2001 dönemi için geleneksel büyüme muhasebesi çerçevesinde Cobb-Douglas üretim fonksiyonu, Malmquist verimlilik endeksi ve Veri Zarflama Analizi<sup>5</sup>, ikincisinde ise 1990-2000 dönemi için 2-deflatörlü büyüme muhasebesi üzerinden gerçekleştirilmiştir.<sup>6</sup> Saygılı vd. (2005) çalışmasında TFV büyümesi tarım, sanayi ve hizmetler sektörü ayırımında ve ekonominin geneli için tahmin edilmiştir. Geleneksel büyüme muhasebesi çerçevesinde elde edilen tahminler 1972-2003 dönemini kapsamaktadır. Çalışmanın önemli bir bulgusu, sanayi sektöründe üretimdeki artışların kaynağının 1980 yılına kadar işgücü verimliliği ve sermaye birikimi olduğu, ve yerini 1980 sonrası dönemde – inişler-çıkışlar olmakla birlikte – TFV’ne bıraktığı şeklindedir. Çalışmada ayrıca sanayi sektörünün performansının ekonominin genelindeki verimlilik artışında etkili olduğu sonucuna ulaşılmıştır.

Bu çalışmada Türkiye ekonomisinde 1968-2006 döneminde büyümenin kaynakları konusu geleneksel büyüme muhasebesi çerçevesinde ve yukarıda ifade edilen aksaklıkları da dikkate alacak şekilde – Iwata vd. (2003) çalışmasından esinlenerek – parametrik olmayan regresyon analizi ile incelenmiş, büyümenin kaynakları ve TFV büyüme oranı tahmin edilmiştir.

## **2. Büyüme Muhasebesi ve Yöntem**

Neo-klasik büyüme modelinde toplulaştırılmış üretim fonksiyonu,

$$Y(t) = \underline{F}(K(t), L(t), t) \quad (1)$$

---

<sup>5</sup> Yaklaşım ile ilgili ayrıntılı bilgiler ve uygulamalar için Färe vd. (1994), Taşkın ve Zaim (1997), Arcelus ve Arozena (1999), Maudos vd. (2000) çalışmalarına bakılabilir.

<sup>6</sup> Yaklaşım ile ilgili ayrıntılı bilgiler Harberger (1998) çalışmasında bulunabilir. 2-deflatörlü büyüme muhasebesi yaklaşımı ile kastedilen tüm değişkenleri reel olarak ifade etmek üzere GSYİH deflatörü (ya da tüketici fiyat endeksi) ile standart reel ücretin kullanılmış olmasıdır.

şeklinde tanımlanır. Burada  $Y$ ,  $K$  ve  $L$  sırasıyla çıktı, sermaye ve emek girdilerini,  $t$  ise zaman değişkenini göstermektedir. Üretim fonksiyonu ile karmaşık yapıdaki iktisadi büyüme süreci daha basit ve anlaşılabilir bir şekilde özetlenmektedir.<sup>7</sup> Eşitlik (1)'in her iki tarafının logaritması ve zamana göre türevi alındığında,

$$\frac{\dot{Y}}{Y} = \frac{\partial F}{\partial K} \frac{K}{F} \frac{\dot{K}}{K} + \frac{\partial F}{\partial L} \frac{L}{F} \frac{\dot{L}}{L} + \frac{\partial F}{\partial t} \frac{1}{F} \quad (2)$$

elde edilecektir. Burada  $\dot{X} = dX/dt$  olup zamana karşı türevi gösterir. Eşitlik (1) daha açık bir biçimde Hicks nötr formu kullanılarak genellikle aşağıdaki gibi gösterilir.

$$\underline{F}(K(t), L(t), t) = A(t)F(K(t), L(t)) \quad (3)$$

Eşitlik (3)'de sermaye ve emek girdisinin verili düzeyinde, üretim fonksiyonundaki değişim  $A(t)$  ile ölçülmekte, bu da toplam faktör verimliliğini (TFV) göstermektedir. Eşitlik (3)'e eşitlik (1)'deki işlemler uygulanırsa,

$$\frac{\dot{Y}}{Y} = \frac{\partial F}{\partial K} \frac{K}{F} \frac{\dot{K}}{K} + \frac{\partial F}{\partial L} \frac{L}{F} \frac{\dot{L}}{L} + \frac{\dot{A}}{A} \quad (4)$$

elde edilecektir. Eşitlik (2)'nin sağ tarafındaki son terim eşitlik (4)'de TFV büyüme oranı olarak yorumlanmaktadır. Eşitlik (4)  $g$  büyüme oranını ve  $\varepsilon$  esneklik katsayılarını göstermek üzere aşağıdaki gibi yazılabilir.

$$g_{GSYH} = \varepsilon_K \times g_K + \varepsilon_L \times g_L + g_A \quad (5)$$

Burada  $\varepsilon_K$  ve  $\varepsilon_L$  sırasıyla çıktının sermaye ve işgücü esnekliğini göstermektedir. Esneklik katsayıları bilindiğinde çıktı, emek ve sermaye büyüme oranları kullanılarak her bir dönem için TFV ölçülebilmektedir. Ancak

---

<sup>7</sup> Neo-klasik büyüme modelinin yeniden gözden geçirimi için bakınız Barro ve Sala-i-Martin (1995).

bu noktada ortaya çıkan sorun esneklik katsayılarının ne olacağı, daha doğrusu nasıl tahmin edileceğidir. Esneklik katsayıları daha önce de ifade edildiği gibi ya faktör piyasalarının tam rekabet piyasaları oldukları varsayımı altında gerekli denge koşullarından hareketle<sup>8</sup> ya da eşitlik (1)'de verilen üretim fonksiyonunun parametrik formda belirli bir kalıba uyduğu varsayımı altında ekonometrik yöntemlerle tahmin edilmektedir. Ekonometrik analizlerde model artıkları TFV'nde artış oranını göstermek üzere kullanılmaktadır.

Gelişmekte olan ülkelerde ya da ekonomilerde emek ve sermaye piyasalarının tam rekabet koşulları altında faaliyetlerini sürdürme olasılıklarının düşüklüğü ile belirli bir matematiksel kalıbın her ekonomiye uygun olmayabileceği göz önüne alındığında her iki yaklaşım bu kısıtları bakımından ciddi bir biçimde eşitirmektedir. Bu da beraberinde bir başka yaklaşımın ne olabileceği sorusunu gündeme getirmektedir. Parametrik tahmin yöntemlerinin kendi kısıtları da araştırmacıların önünde bir kısıt olarak durmaktadır. Bu nedenle teoremin kendisinden gelen kısıtların ötesinde ekonometri tahmin sürecinin doğasında bulunan kısıtlar daha başka sorunlar üretebilmektedir. Bu nedenle en azından tahmin sürecinin kendisinden gelen kısıtları azaltmak bir gereklilik olmaktadır. Yöntemin kendisinden gelen kısıtların diğerlerine göre daha asgari düzeyde olduğu düşüncesinden hareketle Iwata vd. (2003) çalışmasında esneklik katsayılarının tahmini için parametrik olmayan regresyon analizinin kullanılabilirliği gösterilmiştir.

---

<sup>8</sup> Emeğin fiyatı  $w_t$  ve sermayenin kirası  $r_t$  olmak ve  $p_t$  bir fiyatını,  $Q_t$  miktarını göstermek üzere  $r_t = A \cdot \partial F / \partial K = r K / L = v_K$  ve  $w_t = A \cdot \partial F / \partial L$  verildiğinde  $\varepsilon_K \cong (\partial F / \partial K)(K / F)$  ve  $\varepsilon_L \cong (\partial F / \partial L)(L / F) = wL / Y = v_L$  olmaktadır. Diğer bir ifade ile esneklik katsayıları her bir faktörün gelir içindeki oranına eşittir. Ölçeğe göre sabit getiri varsayımı altında  $v_K + v_L = \varepsilon_K + \varepsilon_L = 1$  olup TFV basit cebir işlemleri ile kolaylıkla hesaplanabilir. Bu yolla hesaplanan TFV aynı zamanda Solow artığı olarak da anılmaktadır.

Eşitlik (1) ve (3)'ün logaritmik dönüşümü yapıp stokastik hata terimi denkleme eklendiğinde üretim fonksiyonu aşağıdaki gibi olacaktır.

$$\ln Y(t) = a(t) + F^*(\ln K(t), \ln L(t)) + u_t \quad (6)$$

Burada  $a(t) \cong \ln A_t$  olup zamanın bilinmeyen bir fonksiyonudur.  $F^*(K, L)$  ise  $\ln F(e^K, e^L)$  olup  $u_t$  ortalaması sıfır olan hata terimini göstermektedir. Toplam çıktının sermaye ve işgücü esneklikleri eşitlik (6)'nın sermaye ve işgücüne göre kısmi türevleridir. Bu ve adı geçen çalışmada esnasında belirli bir matematiksel kalıba ve belirli parametre kısıtlarına gerek kalmaksızın esneklik katsayılarının tahmin edilmesi önerilmektedir.<sup>9</sup> Eşitlik (6)'da örtük olarak verilen  $\varepsilon_K$  ve  $\varepsilon_L$  esneklik katsayılarını tahmin etmek üzere  $\ln Y_t$  değişkeninin koşullu beklenen değeri eşitlik (7)'deki gibidir.

$$m(\ln K, \ln L, t) \equiv E[\ln Y | \ln K, \ln L, t] = a(t) + F^*(\ln K, \ln L) \quad (7)$$

Eşitlik (6)'da verilen ilişki parametrik olmayan regresyon analizinde  $y = (Y_1, Y_2, \dots, Y_n)$  bağımlı değişkeni  $x_t = (X_{t1}, X_{t2}, \dots, X_{tq})$  bağımsız değişken ya da değişkenleri göstermek üzere,<sup>10</sup>

$$y_t = m(x_t) + u_t \quad (8)$$

şeklinde gösterilir. Burada  $m(x_t)$  bilinmeyen regresyon fonksiyonunu göstermektedir.  $m(x_t)$  regresyon fonksiyonunun fonksiyonel kalıbı hakkında herhangi bir önsel bilgi mevcut değilse, bu fonksiyonel ilişki herhangi bir varsayım yapılmaksızın parametrik olmayan tahmin yöntemleri ile tahmin edilebilir. Bu yöntemlerden en çok kullanılanı kernel (çekirdek) tahminine

<sup>9</sup> Bu çalışmada adı geçen esneklik katsayıları ve fiyat esnekliklerinin tahmini için parametrik olmayan regresyon analizi uygulamaları için Rilston (1988 ve 1991), Lewbel (1993 ve 1995) çalışmalarına bakılabilir.

<sup>10</sup> Bu çalışmada bağımsız değişkenler vektörü  $x_t = (\ln K, \ln L)$  olmaktadır.

dayanan yerel doğrusal (YD) çekirdek tahmin yöntemidir. Yerel doğrusal tahminde  $m(x_i)$  regresyon fonksiyonunun iki sürekli türeve sahip olduğu ve kernel  $K$  gibi simetrik bir olasılık yoğunluk fonksiyonu kullandığı varsayılmaktadır (Jones, 1997: 1171). Eşitlik (8)'de, verilen bir  $x$  noktasında bilinmeyen  $m(x_i)$  regresyon fonksiyonunun tahmini ( $\hat{m}(x; p, h)$ ),

$$\beta_0 + \beta_1(x_i - x) + K + \beta_p(x_i - x)^p \quad (9)$$

şeklinde verilen polinom fonksiyonunun  $K_h(x_i - x)$  çekirdek ağırlıkları kullanılarak ağırlıklı en küçük kareler tahmin yöntemi ile elde edilir. Bu türden bir işlemin amacı,  $p$  polinom derecesini göstermek üzere, eşitlik (10)'da verilen fonksiyonu minimum kılmaktır.

$$\sum_{i=1}^n [Y_i - \beta_0 - K - \beta_p(x_i - x)^p]^2 K_h(x_i - x) \quad (10)$$

YD regresyon tekniği, herhangi bir  $x$  noktasının yakın komşuluğunda küçük dereceli polinom fonksiyon yardımıyla düzgün bir  $m(x_i)$  fonksiyonunun tahmin edilmesi esasına dayanmaktadır.  $\tilde{\beta} = (\tilde{\beta}_0, K, \tilde{\beta}_p)^T$  olmak üzere, eşitlik (10)'da verilen fonksiyonun bu parametre vektörüne göre birinci türevinin sıfıra eşitliğinde eşitlik (11), yani parametre vektörünün tahmini elde edilir.

$$\tilde{\beta} = (X_x^T W_x X_x)^{-1} X_x^T W_x Y \quad (11)$$

Burada  $W_x$ , çekirdek ağırlıklarının oluşturduğu  $n \times n$  boyutlu köşegen matrisi olup,  $W_x = \text{köşegen}\{K_h(x_1 - x), \dots, K_h(x_n - x)\}$  ile verilir.  $m(x_i)$  fonksiyonunun tahmin edicisi ise aşağıdaki gibidir.

$$\hat{m}(x; p, h) = e_1^T (X_x^T W_x X_x)^{-1} X_x^T W_x Y \quad (12)$$

Burada  $e_1$ ,  $(p + 1) \times 1$  boyutlu bir vektördür.  $K$ , çekirdek fonksiyonunu ve  $h$  bant genişliğini göstermek üzere eşitlik (10)'da polinom derecesi  $p = 0$



alındığında  $m(x_t)$  fonksiyonunun Nadaraya-Watson tahmin edicisi elde edilir. Bu tahminci ise aşağıdaki gibidir.

$$\hat{m}(x;0,h) = \frac{\sum_{i=1}^n K_h(x_i - x)Y_i}{\sum_{i=1}^n K_h(x_i - x)} \quad (13)$$

$p = 1$  olması durumunda ise  $m(x_t)$  fonksiyonunun YD tahmin edicisi,

$$\hat{m}(x;1,h) = n^{-1} \sum \frac{\{\hat{s}_2(x;h) - \hat{s}_1(x;h)(x_i - x)\}K_h(x_i - x)Y_i}{\hat{s}_2(x;h)\hat{s}_0(x;h) - \hat{s}_1(x;h)^2} \quad (14)$$

ile ifade edilir. Burada,

$$\hat{s}_r(x;h) = n^{-1} \sum_{i=1}^n (x_i - x)^r K_h(x_i - x)$$

ifadesine eşittir (Wand ve Jones, 1995:118).

Birden fazla açıklayıcı değişkenin olması durumunda eşitlik (12)'de verilen YD  $m(x_t)$  tahmin edicisi,

$$\hat{m}(x;1,\mathbf{H}) = e_1^T (\mathbf{X}_x^T \mathbf{W}_x \mathbf{X}_x)^{-1} \mathbf{X}_x^T \mathbf{W}_x \mathbf{Y} \quad (15)$$

şeklinde tanımlanacaktır (Wand ve Jones, 1995:140).

Bilinmeyen  $m(x_t)$  regresyon fonksiyonunun tahmininde kernel fonksiyonu  $K$  ile bant genişliği  $h$ 'nin seçimi önemli konulardır. Özellikle bant genişliğinin seçimi tahmin sonuçlarını önemli derecede etkilemektedir. Literatürde çeşitli kernel fonksiyonunun seçiminde çoğunlukla Guassian, Epanechnikov, Trangular fonksiyonları, bant genişliğinin seçiminde ise en küçük kareler çapraz geçerlilik, plug-in yöntemleri kullanılmaktadır. Bununla birlikte bant genişliğinin seçimi konusunda herkes tarafından kabul edilmiş bir yöntem

mevcut değildir.<sup>11</sup> Parametrik olmayan yaklaşım, bilinmeyen  $m(x_t)$  regresyon fonksiyonunun fonksiyonel şekline ait herhangi bir önsel varsayımın yapılmasına gerek duymamasının yanında her bir örnek dönemi için nokta tahminlerin elde edilmesine olanak sağlamaktadır (Mahmud *vd.*, 2004: 231).

### 3. Veri Seti

Büyümenin kaynakları üzerine ampirik çözümlerinin önündeki temel kısıtlardan biri sermaye stokundan kaynaklanan veri kısıtıdır. Sermaye stoku verilerindeki bu sıkıntının Saygılı *vd.* (2005) çalışması ile önemli ölçüde giderildiği söylenebilir. Çalışmada gerek toplulaştırılmış gerekse alt sektörler itibariyle sabit sermaye yatırımı verileri 1949'dan itibaren verilmiş, sermaye stoku ise 1972-2003 dönemi için "Aralıksız Envanter Yöntemi" ile oluşturulmuştur. Halihazırdaki bu çalışmada örneklem dönemi 1968-2006 dönemi olarak belirlenmiş bu nedenle adı geçen çalışmada verilen sabit sermaye yatırımı veri seti ile Devlet Planlama Teşkilatının elektronik ortamda yayınladıkları veri seti kullanılarak sermaye stoku verisi 1968-2006 dönemi için yeniden düzenlenmiştir.

İsmihan ve Metin-Özcan (2006), Nehru ve Dhareshwar (1993), Bosworth ve Collins (2003) ve Sendhadji (2000) çalışmalarından hareketle sermaye stoku serisi ( $K_t$ ) aşağıdaki eşitlikten hareketle oluşturulmuştur.

$$K_t = (1 - d)K_{t-1} + I_t \quad (16)$$

Burada  $K_{t-1}$ , başlangıç dönemi sermaye stokunu,  $d$ , (0, 1) aralığında değerler alabilen aşınma oranını,  $I_t$  ise  $t$  dönemindeki sabit sermaye yatırımlarını göstermektedir.  $g$ , örneklem dönemi için ortalama büyüme hızını göstermek üzere, İsmihan ve Metin-Özcan, 2006, Nehru ve Dhareshwar (1993)

---

<sup>11</sup> Ayrıntılı bilgi için Hårdle (1990), Wand ve Jones (1993), Pagan ve Ullah (1999), Takezawa (2006) çalışmalarına bakılabilir.

çalışmalarını takip ederek aşınma oranı 0.05 alınmış ve  $K_{t-1}$  aşağıdaki gibi hesaplanmıştır.

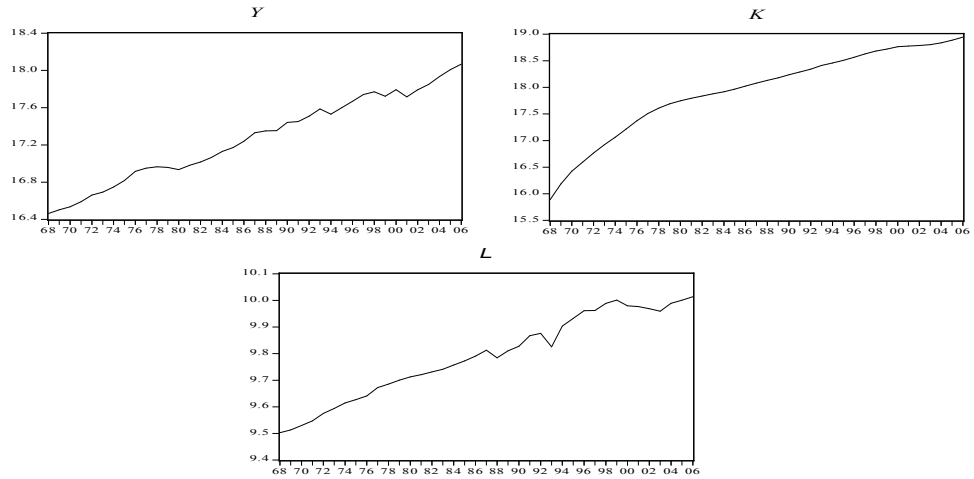
$$K_{t-1} = I_t / (g + d) \quad (17)$$

Çıktı ( $Y_t$ ), GSYİH ve istihdam ( $L_t$ ) ise 15+ yaş grubu için toplam istihdam edilenler olarak Türkiye İstatistik Kurumu'ndan (TÜİK) alınmıştır. Son olarak GSYİH ve sermaye stokunun 1998 fiyatları ile alındığı belirtilmelidir.

#### 4. 1968-2006 Döneminde Çıktı, Sermaye Stoku ve İstihdamda Gelişmeler

Cumhuriyet döneminin son kırk yılı hem iktisadi hem de sosyal hayatı önemli bir biçimde etkilemiş çeşitli değişimler ile gelişmeleri kapsamaktadır. Çalışmanın hâlihazırdaki bu bölümünde ele alınan konu açısından milli gelir, emek ve sermaye stokunun zaman içindeki gelişim süreci değerlendirilmiştir. Bu çerçevede Şekil 1, çıktı ( $Y$ ), sermaye stoku ( $K$ ) ve istihdamın ( $L$ ) zamana karşı grafiğini göstermektedir.

Şekil 1. Çıktı, Sermaye Stoku ve İstihdam



Şekil 1’den de izleneceği gibi çıktı ve istihdam kesintiler ya da kırılmalar olmakla birlikte zamanla artış eğilimi sergilemektedirler. Sermaye stoku da zamanla artış eğilimi göstermektedir, ancak 1980 öncesi ve sonrası dönem karşılaştırıldığında sermaye stokundaki artış hızının 1980 sonrası dönemde azaldığı gözlenmiştir.

Tablo 1. Dönemler İtibariyle Çıktı, Sermaye Stoku ve İstihdam

<b>1998 Fiyatları ile Bin TL, Bin Kişi</b>			
<b>Dönem</b>	<b>GSYİH</b>	<b>Sermaye Stoku</b>	<b>İstihdam</b>
<b>1968-75</b>	16 747 130 (4.9)	18 198 923 (20.1)	14 244 (2.3)
<b>1976-80</b>	22 873 572 (2.5)	43 768 967 (10.5)	16 036 (2.6)
<b>1981-85</b>	26 055 161 (4.8)	58 273 678 (4.5)	17 066 (1.2)
<b>1986-90</b>	34 124 673 (3.2)	74 993 080 (5.6)	18 130 (3.3)
<b>1991-95</b>	41 339 000 (3.3)	98 467 738 (5.6)	19 568 (2.2)
<b>1996-2000</b>	50 637 863 (4.1)	128 882 018 (5.1)	21 561 (1.3)
<b>2001-2006</b>	59 529 501 (4.8)	152 091 115 (2.4)	21 699 (0.6)
<b>1980-2006</b>	42 243 790 (4.3)	102 466 676 (4.4)	19 568.1 (1.2)
<b>1968-2006</b>	35 033 471 (4.4)	78 976 038 (6.5)	18 101 (1.4)

Beşinci kısımda verilen kaynaklardan düzenlenen veriler ile kendi hesaplamalarımız. Parantez içindeki değerler ilgili dönem için ortalama artış hızını (%) gösterir. Ortalama artış hızları yıllık geometrik ortalamalar olarak hesaplanmıştır.

İncelenen dönemde çıktı, istihdam ve sermaye stokunun belirli dönemler itibariyle gelişimini daha açık bir biçimde izlemek üzere Tablo 1 oluşturulmuştur. 1958 iktisadi bunalımı ve 1960 İhtilali’nin ardından planlı kalkınma döneminin başlaması ve bu dönemin 1970’li yılların ortalarına kadar devam etmesi nedeniyle Tablo 1, 1968-75 dönemi dışında beşer yıllık dönemler itibariyle hazırlanmıştır. İncelenen dönemde 1998 fiyatları ile verilen GSYİH büyüme hızı zaman içinde yüzde 2.5 ila yüzde 5 arasında dalgalanmalar göstermiş, en yüksek büyüme hızlarına 1968-75 ve 2001-2006 döneminde

ulaşmıştır. 1976-80 döneminde Türkiye ekonomisi 1968-75 dönemine göre yüzde 2.5 oranında küçülmüştür. Analiz döneminin tümü itibariyle bakıldığında sermaye stoku yüzde 6.5, istihdam edilen kişi sayısı yüzde 1.4 oranında artmış ve ortalama büyüme hızı yüzde 4.4 olarak gerçekleşmiştir.

Çıktı ya da milli gelir, istihdam ve sermaye stokunun düzey değişimleri yanında çalışan başına milli gelir, çalışan başına sermaye stoku ile işgücü ve sermaye verimliliklerinin zaman içinde gösterdikleri gelişim sürecini de izlemek gerekmektedir. Bu nedenle Tablo 2 oluşturulmuş ve iki tablonun işaret ettikleri yer darlığı nedeniyle bir arada değerlendirilmiştir.

Tablo 2. Dönemler İtibariyle İşgücü ve Sermaye Verimliliği ve Artış Oranları

<b>Dönem</b>	<b>Y/K</b>	<b>Y/L</b>	<b>K/L</b>
<b>1968-75</b>	1.04 (- 12.8)	1 172 (3.3)	1 259 (18.9)
<b>1976-80</b>	0.53 (-14.7)	1 427 (3.6)	2 722 (22.6)
<b>1981-85</b>	0.45 (- 2.9)	1 525 (2.8)	3 412 (6.0)
<b>1986-90</b>	0.46 (0.3)	1 881 (6.0)	4 134 (5.7)
<b>1991-95</b>	0.42 (- 2.3)	2 115 (3.0)	5 030 (5.3)
<b>1996-2000</b>	0.39 (-2.0)	2 349 (3.4)	5 975 (5.4)
<b>2001-2006</b>	0.39 (1.2)	2 739 5.1	7 005 (4.0)

Beşinci kısımda verilen kaynaklardan düzenlenen veriler ile kendi hesaplamalarımız. Parantez içindeki değerler ilgili dönem için ortalama artış hızını göstermektedir.

Sermaye stokunun zaman içinde sürekli bir azalma eğilimi sergilediği ortalama artış hızlarından gözlenebilir. 1968-75 döneminde ortalama büyüme hızı yüzde 20 olan sermaye stoku, en düşük artış hızlarına sırasıyla 2001-2006 ve 1981-85 döneminde ulaşmıştır. Sermaye verimliliğinde (Y/K) zaman içinde 1986-90 ve 2001-2006 dönemleri dışında negatif büyüme hızları elde edilmiştir. Bununla birlikte büyüme hızlarındaki azalma eğilimi 1980 sonrası dönemde 1980 öncesi döneme göre daha düşüktür. Bu nedenle görece olarak 1980 sonrası dönemde sermaye verimliliğinde olumlu bir gidişat olduğu söylenebilir. Çalışan başına sermaye stokundaki (K/L) artış eğilimi de 1980 sonrası ve öncesi

dönemde birbirinden oldukça farklıdır. 1980 sonrası dönemde çalışan başına sermaye stokunun ortalama yüzde 4 dolaylarında olduğu tablodan gözlenebilir.

Tablo 1 incelendiğinde 15<sup>+</sup> yaş grubunda istihdam edilen kişi sayısında en yüksek artış oranının 1986-90 döneminde gerçekleştiği gözlenecektir. İstihdam edilen kişi sayısı için ortalama artış hızı 2001-2006 döneminde sadece binde 6'dır. İşgücü verimliliği ( $Y/L$ ) sermaye verimliliğine göre daha olumlu bir gelişme sürecini göstermektedir. İşgücü verimliliğinde en önemli artışlar 1986-90 ve 2001-2006 döneminde elde edilmiştir. İşgücü verimliliğindeki kararlı gidişat yanında 1990'lı yıllarda artış oranı negatif yönde gerçekleşen sermaye verimliliği 2001 sonrası dönemde yerini pozitif yönde artışa bırakmıştır. 2002-2006 döneminde yaşanan bu olumlu gelişmenin temel nedeni reel ücretlerin 2001 Krizi'nin ardından düşmesi ile üretim maliyetlerinin belirli bir düzeyde tutulabilmiş olmasıdır.

Gerek sermaye stokunda sürekli azalış eğilimi gerekse büyüme hızlarının yüzde (2.5-5.0) aralığında dalgalanmalar göstermesi ekonominin istihdam yaratma kapasitesinin zayıf olduğu şeklinde yorumlanabilir. Her ne kadar 2001 Krizi'nin ardından çok yüksek cari açılara rağmen görece olarak daha iyi bir büyüme performansı sergileyen Türkiye ekonomisinde sermaye birikiminin artış hızında bir düşüş olduğu tablodan da gözlenmektedir.

Sermaye stokunda zaman içinde sürekli bir azalış eğilimi karşısında sermaye verimliliğinde görece olarak artış eğilimi, buna karşılık işgücü verimliliğinde kararlı değişim hızı Türkiye ekonomisinde emek-yoğun teknolojilerin kullanıldığını düşündürmekte, dolayısıyla emeğe ilişkin (kısmi) esneklik katsayısının daha büyük olabileceği ihtimalini beraberinde getirmektedir.

## **5. Ampirik Bulgular**

Türkiye ekonomisinde büyümenin kaynaklarını parametrik olmayan regresyon yöntemi ile tahmin ettiğimiz bu çalışmada, vurgulanması gereken nokta işgücü ve sermayeye ilişkin esnekliklerin parametrik olmayan regresyon yöntemi ile tahmin edildiğidir. Diğer bir ifade ile bu çalışmada üretim fonksiyonunun belirli bir parametrik kalıba uyduğu ve ölçüğe göre sabit getiri olduğu şeklinde bir varsayım yapmaksızın çıktının işgücü ve sermaye

esneklikleri 1968-2006 dönemi için tahmin edilmiş ve TFV eşitlik (4)'de verilen büyüme muhasebesi denklemi ile hesaplanmıştır.<sup>12</sup>

Gerek ölçüğe göre getiri varsayımı yapılmadan gerekse ölçüğe göre sabit getiri varsayımı altında parametrik olmayan regresyon analizinde esneklik katsayıları “ikinci dereceden Gaussian kernel” fonksiyonu kullanılarak yerel doğrusal tahmin yöntemi ile tahmin edilmiştir. Parametrik olmayan regresyonda önemli olan bant genişliğinin seçiminde ise “çapraz geçerlilik” yöntemi kullanılmıştır. Esneklik katsayılarının tahmininde teknolojik gelişmeyi dikkate almak üzere zaman değişkeni de modele dâhil edilmiştir. Buna göre sermaye stoku, istihdam ve zaman değişkenleri için uygun bant genişlikleri sırasıyla 0.848, 0.032 ve 20.1'dir. Analizlerde değişkenlerin logaritmik değerleri kullanılmıştır.

Parametrik olmayan regresyon analizinde her bir  $t$  döneminde gözlenen açıklayıcı değişken değerleri için eğim katsayıları ayrı ayrı tahmin edilebilmektedir. Bu çalışmada her bir gözlem için elde edilen tahminlerin ortalaması 1968-2006 dönemi için esneklik katsayıları olarak alınmıştır.

Parametrik olmayan regresyon analizi ile her  $t$  döneminde açıklayıcı değişkenlerin gözlenen değerleri için esneklik katsayıları tahmin edilebilmektedir. Her  $t$  dönemi için tahmin edilen esneklik katsayılarının ortalaması alınarak tüm dönem için esneklik katsayıları hesaplanmış ve eşitlik (4) yardımıyla TFV büyümesi bu katsayılardan hareketle elde edilmiştir.<sup>13</sup>

---

<sup>12</sup> Türkiye ekonomisinde 1980 öncesi ve sonrası dönemin izlenen sanayileşme ve iktisat politikaları, krizleri ve krizlerin nedenleri bakımından genel olarak farklı olduğu söylenebilir. Bununla birlikte çalışmada 1980 öncesi ve sonrası için ayrı ayrı analiz yapılmamıştır. Bunun temel nedeni parametrik olmayan regresyon analizinin örneklem çapının büyük olması durumunda daha kullanışlı olmasıdır. Türkiye ekonomisinde özellikle sermaye stoku verisinin elde edilmesinde yaşanan problemler gözlem sayısının çokluğu önünde bir engeldir.

<sup>13</sup> Çıktının işgücü ve sermaye esnekliklerinin dağılımı üzerine ayrıntılı bilgi için bakınız (Iwata *vd.*, 2003).

Tablo 3. İşgücü ve Sermaye Esneklikleri, TFV Büyümesi ve Büyümenin Kaynakları için Parametrik Olmayan Regresyon Analizi Tahminleri

Dönem	Ölçeğe Göre Sabit Getiri Varsayımı Yapılmadan $\epsilon_K = 0.32$ $\epsilon_L = 0.48$			Ölçeğe Göre Sabit Getiri Varsayımı Altında $\epsilon_K = 0.30$ $\epsilon_L = 0.70$		
	TFV Büyümesi	Sermaye Stokunun Katkısı*	İşgücünün Katkısı**	TFV Büyümesi	Sermaye Stokunun Katkısı*	İşgücünün Katkısı**
1968-75	-2.4	6.8	0.9	-1.9	6.3	1.3
1976-80	-2.0	3.6	0.8	-2.1	3.4	1.2
1981-85	2.8	1.5	0.6	2.6	1.3	0.8
1986-90	3.3	1.8	0.5	3.0	1.7	0.8
1991-95	0.5	1.8	1.1	0.1	1.7	1.5
1996-2000	1.9	1.7	0.5	1.7	1.6	0.7
2001-2006	3.6	1.0	0.3	3.3	0.9	0.4
1980-2006	2.2	1.5	0.6	1.9	1.4	0.8
1969-2006	1.0	2.8	0.7	0.9	2.6	1.0

Kaynak: Çalışmada kullanılan veriler üzerinden kendi hesaplamalarımız.

\*  $\epsilon_K \times g_K$ , sermaye stokunun katkısını, \*\*  $\epsilon_L \times g_L$  işgücünün katkısını gösterir.

Katsayı tahminleri, TFV büyümesi ve büyümenin kaynakları ile ilgili sonuçlar bir önceki sayfada verilen Tablo 3’de özetlenmiştir. Tablo 3’de TFV büyümesi ve büyümenin kaynakları Tablo 1 ve 2’deki dönemler ile 1980-2006 ve 1968-2006 dönemleri için ortalama olarak verilmiştir.

Ölçeğe göre sabit getiri varsayımı yapılmadan çıktının sermaye ve işgücü esneklikleri 1968-2006 dönemi için sırasıyla 0.32 ve 0.48 olarak tahmin edilmiştir. Buna göre işgücü girdisi sabit iken sermaye stokunda örneğin yüzde 1 oranında bir artış toplam çıktıyı yüzde 0.32 oranında, sermaye girdisi sabit iken istihdam edilen kişi sayısında yüzde 1 oranında bir artış toplam çıktıyı yüzde 0.48 oranında artırmaktadır. Ölçeğe göre sabit getiri<sup>14</sup> varsayımı altında çalışan başına çıktıda toplam değişme çalışan başına sermaye girdisindeki artışa yüzde 30 oranında artış ile tepki vermektedir. Her iki varsayım altında elde edilen esneklik tahminleri Türkiye ekonomisinde emek yoğun teknolojinin kullanıldığına işaret etmektedir.

<sup>14</sup> Bu varsayım altında eşitlik (5)’de gerekli düzenlemeler yapıldığında bağımlı değişken  $\ln(Y/L)$  ve bağımsız değişken  $\ln(K/L)$  olacaktır. Bu değişkenler için çapraz geçerlilik yöntemi ile belirlenen bant genişlikleri ise sırasıyla 0.05 ve 0.255’dir.



Ölçeğe göre sabit getiri varsayımı yapılmadan ve yapılarak elde edilen sonuçlar birbirinden çok farklı değildir. Bu nedenle yorumlar ilk üç sütuna göre verilmiştir. Tablo 3'den de izlenebileceği üzere 1980 öncesinde TFV'nin büyümeye katkısı söz konusu değilken, 1980 sonrası dönemde TFV artış genel olarak büyümenin kaynağı olmuştur. 1980 öncesi dönemde büyümenin kaynağı sermaye stokudur. Diğer bir ifade ile 1980 öncesinde TFV'nin iktisadi büyümeye negatif etkisi sermaye stokundaki artış ile önemli ölçüde giderilmiştir. 1980 öncesi dönemde TFV'nin negatif etkisinin nedenleri dönemin iktisadi bunalımından ziyade siyasi bunalımlarıdır. 1960 İhtilali ve ardından planlı kalkınma yılları büyüme anlamında olumlu gelişmeleri beraberinde getirir de 1970'li yıllarda yaşanan iki petrol krizi, bu yılların sonunda belirginleşen toplumsal kutuplaşmalar sayılabilir.

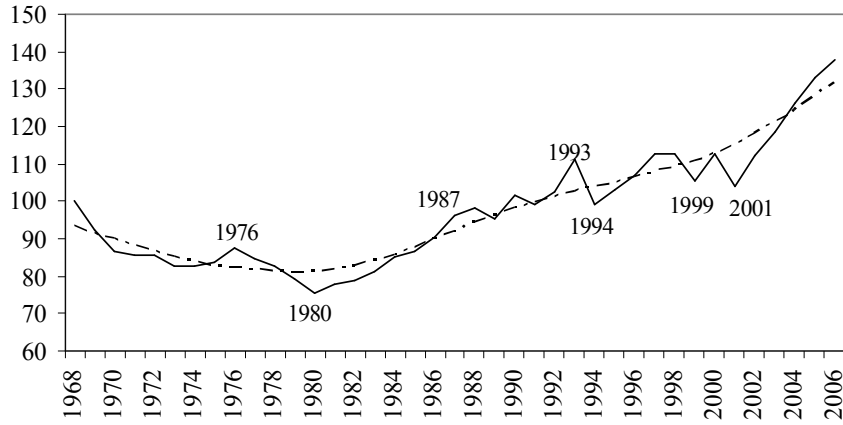
1981-90 ve 2001-2006 dönemlerinde büyümenin kaynağı TFV büyümesidir. 1980 öncesi dönemde büyümenin kaynağı sermaye stoku iken, 1980 sonrası dönemde sermaye stoku sadece 1991-95 döneminde büyümenin kaynağı olmuştur. Büyümeye istihdam edilen kişi sayısındaki katkı tüm dönem ve alt dönemlerde TFV büyümesi ve sermaye stokundan sonra gelmiştir. İşgücünün verimliliğinin en yüksek olduğu dönemler ise 1986-90 ve 2001-2006 dönemleri (bakınız Tablo 2) iken işgücünün büyüme katkısı sadece 1991-95 döneminde diğer dönemlere göre önemli bir artış göstermiştir. Bunun bir nedeni 1990'lı yıllarda tarım sektöründeki işgücünün payının yüzde 45'lere, hizmetler sektöründeki işgücünün payının yüzde 40'lara çıkmasıdır (Kepenek ve Yentürk, 2004: 497).

1980 yılı ile birlikte sanayileşme stratejisinin ihracata dönük sanayileşme stratejisi şeklinde değiştirilmesi, siyasal istikrarsızlık ortamının sone ermesi ve Özal hükümetleri ile Türk Lirası'nın konvertibl olması ve 1989 yılı ile birlikte finansal serbestleşme ve artan dış ticaretin TFV üzerinde olumlu etkisi olduğu açıktır. Sermaye birikiminin 1980 sonrası dönemde 1980 öncesi döneme göre azalma eğilimi sergilemesi, 1990'lı yılların genel olarak inişli çıkışlı yapısına karşın 1991-95 döneminde sermaye stoku büyümenin kaynağı olmuştur. Sermaye stoku bu özelliğini 1990'lı yılların ikinci yarısı için de korumuştur. 1980-2006 döneminde büyümenin kaynağı yüzde 2.2 ile TFV iken 1968-2006 döneminde büyümenin kaynağı yüzde 2.8 ile sermaye stokudur.

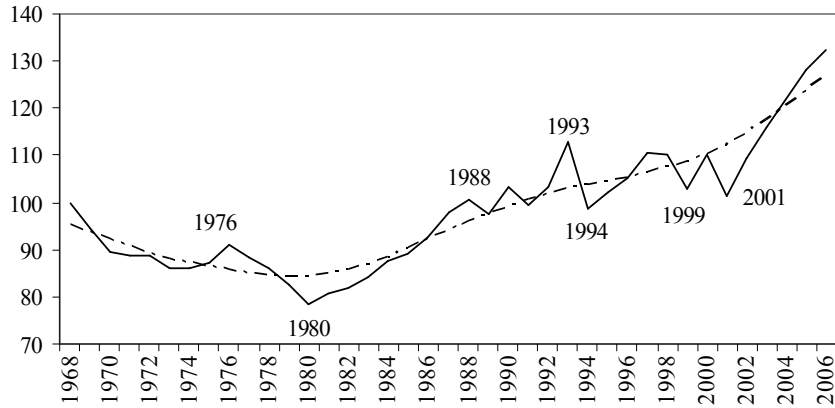
Şekil 2 ve Şekil 3, ölçeğe göre sabit getiri varsayımı yapılmadan ve yapılarak tahmin edilen TFV büyümesinin yıllara göre grafiğini göstermektedir.

İlgili grafiklerde düz çizgi tahmin edilen TFV büyüme oranını, kesikli çizgi ise TFV serisinin Hodrick- Prescott filtresi ile belirlenen eğilimini göstermektedir<sup>15</sup>.

Şekil 2. Toplam Faktör Verimliliği (TFV) Büyümesi



Şekil 3. TFV Büyümesi: Ölçeğe Göre Sabit Getiri Varsayımı altında



Her iki grafik TFV büyümesinin 1980 yılına kadar azalma eğilimi sergilediğini, 1980 sonrası dönemde genel olarak artış eğiliminde olduğunu göstermektedir. Kesikli çizgi TFV büyümesinin potansiyel büyüme eğilimi

<sup>15</sup> Bu filtre ile ilgili ayrıntılı bilgi için bakınız Hodrick ve Prescott (1997).

şeklinde kabul edilirse, TFV büyümesinin 1986-93 döneminde potansiyelinin üzerinde 1994-2001 döneminde ise potansiyelinin altında kaldığı söylenebilir. TFV büyümesinin 2001 Krizinin ardından artış eğilimi sergilediği, potansiyelinin üzerine ise 2004 sonrasında çıktığı söylenebilir. Tablo 3'den de görüleceği gibi TFV büyümesi 1968-2006 döneminde büyümeye en büyük katkıyı 2001 krizine rağmen 2001-2006 döneminde yapmıştır. TFV'ndeki bu hızlı artışın çeşitli nedenleri bulunmaktadır: Uygulana sıkı para ve maliye politikaları sonucu enflasyon oranının başarılı bir şekilde düşürülmesi, mali disiplin ve istikrarlı bir iktisadi ortam, kurumsal ve yapısal reformlar ve Avrupa Birliği'ne üyelik sürecinde genel olarak yaşanan olumlu gelişmeler.

## **6. Sonuç**

Bu çalışmada Türkiye ekonomisinde büyümenin kaynakları geleneksel büyüme muhasebesi çerçevesinde parametrik olmayan regresyon analizi ile tahmin edilmiştir. Bir başka ifade ile Cobb-Douglas tipi bir parametrik üretim fonksiyonuna ve ölçeğe göre sabit getiri varsayımına bağlı kalmadan çıktının işgücü ve sermaye esneklikleri parametrik olmayan regresyon analizi ile tahmin edilmiş, büyümenin kaynakları ve TFV büyümesi geleneksel büyüme muhasebesi denklemi aracılığıyla belirlenmiştir.

Bu çalışmanın sonuçlarından biri 1968-2006 döneminde Türkiye ekonomisinde ölçeğe göre azalan getirinin söz konusu olduğudur. Bu durum ise normal bir ekonomi için beklenen bir sonuçtur. Aksi durumda diğer bir ifade ile ölçeğe göre artan getirinin söz konusu olması durumunda maliyetler sürekli olarak aşağı çekileceğinden, ilgili ekonomide üretim patlaması yaşanacak ve çok büyük iktisadi büyüme hızlarına ulaşılabacaktır.

Sermaye stoku ile işgücü girdilerinin gelirden aldıkları pay sırasıyla 0.32 ve 0.48 olarak tahmin edilmiştir. Buna göre işgücü girdisindeki artış toplam çıktıda sermaye girdisindeki artışa göre daha fazla etkili olmaktadır. Sermaye ve işgücünün büyümeye katkısına bakıldığında, sermaye birikiminin katkısının TFV büyümesinin katkısı yanında öne çıktığı gözlenmiştir. Bu iki sonuç farklı gözükmeyle birlikte yeni teknoloji ve yeni sermaye yatırımlardaki artış – istihdam edilen kişi sayısındaki artış yıllar itibarıyla sabit kalmış olan Türkiye ekonomisinde – emeğin marjinal verimliliğini arttırmış, dolayısıyla TFV artmıştır.

Analiz sonuçlarına göre Türkiye ekonomisinde 1980 sonrası dönemde 1991-95 dönemi dışında büyümenin kaynağı TFV büyümesi iken 1968-2006

döneminin tümü için büyümenin kaynağı sermaye birikimi olarak belirlenmiştir. TFV büyümesi özellikle 1986-90 ve 2001-2006 döneminde öne çıkmıştır.

1980 sonrası dönemde ise TFV büyümesi 1990'lı yıllar dışında Türkiye ekonomisinde teknolojiye de önemli gelişmeler kaydedildiğini göstermektedir. Şu günlerde yaşanan küresel krizin neresinde olduğu net bir şekilde gözlenemeyen Türkiye ekonomisinde 2001 Krizi'nin ardından yakalanan olumlu gelişmelerin korunması büyüme performansındaki gelişmelerin sağlanması adına önemlidir.

### **Kaynakça**

Altuğ, S., Filiztekin, A. and Pamuk, Ş. (2006), "Sources of Long-Term Economic Growth for Turkey, 1880-2005", [http://www.cepr.org/pubs/new-dps/dplist.asp?dpno=6463.asp\(16/02/2008\)](http://www.cepr.org/pubs/new-dps/dplist.asp?dpno=6463.asp(16/02/2008)).

Alvan, A. (2006), "Sources of Growth in Turkish Public and Private Manufacturing Sectors", *D.E.Ü.İ.İ.B.F. Dergisi*, 21(1), 47-69.

Arcelus, F.J, and Arozena, P. (1999), "Measuring Sectoral Productivity across Time and across Countries", *European Journal of Operational Research*, 119, 254-266.

Barro, R. and Sala-i-Martin, X. (1995), *Economic Growth*, New York: McGraw-Hill.

Bosworth, B and Collins, S.M. (2003), "The Empirics of Growth: An Update", Brookings Institution.

Dougherty, C. and Jorgenson, D.W. (1996), "International Comparisons of the Sources of Economic Growth", *American Economic Review*, 86(2), 25-29.

Färe, R., Grosskopf, S., Norris, M. And Zhang, Z. (1994), "Productivity Growth, Technical Change and Efficiency Change in Industrialized Countries", *American Economic Review*, 84, 66-83.

Hakura, D.S. (2004), "Growth in the Middle East and North Africa", *IMF Working Paper*, WP/04/56.

Harberger, A. C. (1998), "A Vision of the Growth Process", *American Economic Review*, 88 (1), 1-32.

Härdle, W. (1990), *Applied Nonparametric Regression*, Cambridge: Cambridge University Press.

Hodrick, R.J. and Prescott, E.C. (1997), "Post-War U.S. Business Cycles: An Empirical Investigation", Working Paper, Carnegie-Mellon, University: Reprinted in *Journal of Money, Credit, and Banking*, 29(1), 1-16.

Hulten, C.R. (2000), "Total Factor Productivity: A Short Biography", NBER Working Paper, No: 7471, Cambridge, Massachusetts: National Bureau of Economic Research.

İslam, N. (1999), "Different Approaches to International Comparisons of Total Factor Productivity", *Working Paper*, Department of Economics, Emory University.

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

İsmihan, M. ve Metin-Özcan, K. (2005), "Sources of Growth in the Turkish Economy, 1960-2004", *ERF12th Annual Conference*. Cairo-Egypt.

Iwata, S., Khan, M.S. and Murao, H. (2003), "Sources of Economic Growth in East Asia: A Nonparametric Assessment", *IMF Staff Papers*, 50(2), 157-177.

Jones, M.C. (1997), "A Variation on Local Linear Regression", *Statistica Sinica*, 7, 1171-80.

Kepek, Y. ve Yentürk, N. (2004), *Türkiye Ekonomisi*, 16. Baskı, İstanbul: Remzi Kitabevi.

Krugman, P. (1994), "The Myth of Asia's Miracle", *Foreign Affairs*, 73(November/December), 62-78.

Lewbel, A. (1993), "Consistent Tests with Nonparametric Components with an Application to Chinese Production Data", Working Paper, Brandeis University.

Lewbel, A. (1995), "Consistent Nonparametric Testing with an Application to Testing Slutsky Symmetry", *Journal of Econometrics*, 67, 379-401.

Mahmud, S.F., Ullah, A. and Yücel, E.M. (2004), "Testing Marshall-Lerner Condition: A Nonparametric Approach", *Applied Economics Letters*, 11, 231-236.

Maudos, J., Pastor, J.M. and Serrano, L. (2000), "Convergence in OECD Countries: Technical Progress and Efficiency Change in Industrialized Activities", *Applied Economics*, 32, 757-765.

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

Pagan, A. and Ulah, A. (1999), *Nonparametric Econometrics*, Cambridge: Cambridge University Press.

Rilston, P. (1988), "Nonparametric Hypothesis Testing for Realistically Sized Samples", Research Report, Laval University.

Rilston, P. (1991), "Nonparametric Hypothesis Testing with Parametric Rates of Convergence", *International Economic Review*, 32(1), 209-227.

Saraçoğlu, B. ve Suiçmez, H. (2006), *Türkiye İmalat Sanayinde Verimlilik, Teknolojik Gelişme, Yapısal Özellikler ve 2001 Krizi Sonrası Reel Değişimler: 1980-2005*, Verimlilik Raporu-2006, Ankara: Milli Prodüktivite Merkezi.

Saygılı, Ş., Cihan, C. ve Yurtoğlu, H. (2005), *Türkiye Ekonomisinde Sermaye Birikimi, Verimlilik ve Büyüme*, Yayın No. TÜSİAD-T/2005-12/413, İstanbul: Lebib Yalkın Yayınları A.Ş.

Senhadji, A. (2000), "Sources of Economic Growth: An Extensive Growth Accounting Exercise", *IMF Staff Papers*, 47(1), 129-157.

Solow, R. M. (1957), "Technical Change and the Aggregate Production Function", *Review of Economics and Statistics*, 39, 312-320.

Takezawa, K. (2006), *Introduction to Nonparametric Regression*, USA: John Wiley & Sons, Inc.

Taşkın, F. and Zaim, Ö. (1997), "Catching-up and Innovation in High and Low Income Countries", *Economics Letters*, 54, 93-100.

Tempel, J. (1999), "The New Growth Evidence", *Journal of Economic Literature*, 37(1), 112-156.

Wand, M.P. and Jones, M.C. (1993), "Comparison of Smoothing Parameterizations in Bivariate Kernel Density Estimation", *J.A.S.A.*, 88(422), 520-528.

Wand, M.P. and Jones, M.C. (1995), *Kernel Smoothing*, London: Chapman and Hall.

Young, A. (1995), "The Tyranny of Numbers: Confronting the Statistical Realities of the East Asian Growth Experience", *Quarterly Journal of Economics*, 110(3), 641-680.