

TÜRKİYE'DE ÜRETİM ÜZERİNE HETEROJEN İSTİHDAM VE PATENT ETKİSİ TAHMİNİ

Mustafa AKAL¹, Tahsin BAKIRTAŞ²

¹Sakarya Üniversitesi, İ.İ.B.F. İktisat Bölümü, Doçent Dr.

²Sakarya Üniversitesi, İ.İ.B.F. İktisat Bölümü, Yardımcı Doçent Dr.

ESTIMATION OF HETEROGENOUS LABOR AND PATENT EFFECTS ON DOMESTIC OUTPUT IN TURKEY

Abstract: This study explains variations in domestic output by using heterogeneous human capital formations, gross fixed capital and permitted patents. Labor is divided into two parts as "illiterate and the least literate labor" and "the medium and highly literate labor" which differs from earlier approaches to explain output. It is found that the level of schooling significantly matters in output. A percentage increase in "medium and high level literate labor" employed contributes to output by 0.39 percent, on the other hand, a percentage decrease in "illiterate and least literate labor" employed reduces output by 0.37 percent on the average. A percentage increase in gross fixed capital employed increases output by a 0.18 percent, and a percentage increase in the permitted patent numbers increases output by 0.04 percent on the average. Series showed a co-integrated relationship. Output increases at decreasing returns to scale.

Keywords: GDP, Heterogeneous Labor, Patents, Gross Fixed Investment.

TÜRKİYE'DE ÜRETİM ÜZERİNE HETEROJEN İSTİHDAM VE PATENT ETKİSİ TAHMİNİ

Özet: Bu çalışma; heterojen beşeri sermaye istihdamının, brüt sabit sermaye ve izin verilen patentlerin gayri safi yurt içi hasıla (GSYH)'ya etkisini açıklamaktadır. Çalışmada, önceki çalışmalardan farklı olarak istihdam edilen emeği heterojen kabul edip; okuma yazma bilmeyen-ilköğrenim mezunu ve ortaöğrenim-üniversite mezunu olarak ikiye ayrıştırılıp, bunların GSYH'ya olan etkisi araştırılmıştır. Okulaşmış istihdam GSYH'yı artırıcı bulunmuştur. Orta öğrenim ve üniversite diplomasına sahip istihdamdaki %1'lik bir artış, GSYH'yı %0.39 artırmakta, okuma-yazma bilmeyen-ilköğretim mezunundaki %1'lik bir artış ise GSYH'yı %0.37 azaltmaktadır. Diğer faktörler değişmezken, brüt sabit sermaye yatırımlarındaki ve verilen patent sayısındaki %1'lik artış GSYH'yı sırasıyla %0.18 ve % 0.04 artırmaktadır. Kurulan model, seriler arasında uzun dönem bir ilişkinin istatistiksel olarak anlamlı olduğu ve ölçeğe göre azalan getiri ile üretim yapıldığını işaret etmiştir.

Anahtar Kelimeler: GSYH, Heterojen Emek, Patent Sayısı, Brüt Sabit Sermaye.

I. GİRİŞ

Ekonomik büyümeyi sağlayan temel faktörlerin, ekonomik büyümeye etkisinin ne olduğu önemli bir tartışma konusudur. Bu anlamda, emek- sermaye ikileminin ötesinde, ekonomik büyümeyi etkileyen en önemli unsurların eğitim ve teknoloji olduğu üzerinde genel bir kana oluşmaya başlamıştır. Bu anlamda, özellikle son yıllarda eğitim düzeyi ile teknolojik gelişmenin ekonomik büyüme üzerindeki etkisini ölçen ekonometrik çalışmalar, ekonomi literatüründe önemli yer tutmaktadır. Bu bağlamda eğitim, gelişmekte olan ya da az gelişmiş ülkelerin ekonomik büyümelerinde temel belirleyici faktör konumuna gelmeye başlamıştır. Özellikle ekonomik büyümenin, istihdam odaklı olması durumunda; nasıl bir istihdam yapısının ekonomik büyümeye katkı yapacağı tartışılır konumdadır. Bu eksende, ekonomik büyümenin içsel büyüme modelleri odağında irdelendiğinde, emeğin eğitim süreci ile heterojenleşen yapısı, ekonomik büyümenin ne kadar toplumsal refaha yansıtacağı da tartışılır hale gelmiştir.

Bu çalışmanın amacı ise, istihdamda eğitim düzeyi ile bilimsel buluşların ve değişik nitelikteki istihdamın GSYH üzerine etkisini, üretimin bu girdilere göre esnekliğini tahmin etmek ve bu tahminler doğrultusunda ekonomik birimlerin, ekonomik büyüme, büyümenin paylaşımı ve istihdam stratejilerini belirlemelerine açılım getirmektir.

II. LİTERATÜR

Ekonomik büyümenin belirleyici faktörlerinin neler olduğu üzerine yapılan çalışmalar, 1980'li yılların ortalarından bu yana, ekonomide çok önemli araştırma alanı olmaya başlamıştır. Bu alandaki çalışmaların yoğunlaşmasında, Romer[1] ve Lucas[2]; Neo-Klasik yakınsama hipotez testi (Baumol [3], Barro [4], Barro ve Sala-i-Martin [5], ile Mankiw, David Romer ve Weil [6]) ile başlayan büyüme-ampirik yaklaşımları ve karşılaştırılabilir ülkelerin kesit GSYH verilerinin gelişim süreci odağında verimlilik ve beşeri sermaye göstergeleri (Summers and Heston[7] ve Barro and Lee[8]ve [9]) gibi

çalışmalar içsel büyümenin teorik ve ampirik çalışmalarının öncüsü olmuştur.

Gayri Safi Yurtiçi Hasıla (GSYH) deki artış ile istihdamın eğitim düzeyi arasındaki ilişki, içsel büyümenin teorik ve uygulamalı bir çok çalışma ve tartışmasına konu olmuştur. Bu tartışmaların ve çalışmaların kuramsal temelinde, eğitim düzeyinin toplam üretimi artırmaya olumlu katkısının olduğu yatmaktadır. Bu çalışmaların en önemlisi ve katkı yapanların başında gelen ise Lucas [2] ve bu ilişkiyi daha önceden de içeren Uzawa [10]'nın ortaya koyduğu modellerdir. Bu modellerde, çıktı düzeyi, beşeri sermaye stokunun bir fonksiyonudur.

Uzun dönemde sürdürülebilir büyüme, ekonomideki ani sıçramalar dışında, beşeri sermaye büyüdüğünde olanaklıdır. Uzawa-Lucas modelinde, beşeri sermayenin ölçülmesinde kullanılan, eğitim yılına dayalı eğitim becerisini ölçen geleneksel ölçüm yöntemlerini kullanmayı zorlaştırmaktadır. Çünkü onların kullandığı “beşeri sermaye” kavramı, tüm eğitimden elde edilmiş beceriden daha yakın ilişkilendirilmiş bilgi olarak görülmektedir. Bilis ve Klenow [11]’ un yapmış oldukları Uzawa-Lucas modelinde ortaya konduğu gibi, zaman içerisinde eğitim kalitesi artmıştır. Bu çalışmaya göre işçiler, 2000 yılında 1900 ya da 1950’ye göre daha fazla bilgiye sahiptirler. Daha bilgili işçilerin istihdamdaki verimliliklerinin zaman içerisinde arttığı sonucunu ortaya çıkarmıştır. Ortalama eğitim edinme düzeyi sabit olsa bile, beşeri sermaye stoku, çıktı düzeyindeki artışı sürdürecektir. Barro[12]’da ise gelişmiş ülke ve az gelişmiş ülke grupları üzerine yapılan, eğitim başarısına dayalı beşeri sermayenin standart ölçümlerinde beşeri sermayenin büyüme üzerinde uzun dönem etki yaratarak, istikrarlı dengeye yaklaşımda büyüme oranında geçici pozitif bir etkiye sahip olduğu bulunmuştur. Diğer yandan, büyüme ve beşeri sermaye üzerine yapılan ampirik literatürdeki çok şaşırtıcı sonuçlardan birisi İslam[13]’ın sınırlı OECD ülkesiyle yapmış olduğu çalışmadır. Bu çalışmada eğitimin ya da beşeri sermayenin ekonomik büyüme üzerine etkisinin önemsiz, bazen geçersiz, hatta neredeyse negatif olduğu sonucuna ulaşılmıştır. Bu sonuç Barro[12]’daki sınırlı OECD modelindeki beşeri sermaye göstergesi (erkek yüksekokullular) için sıfır etki tahmini ile koşuttur. Ancak diğer yapılan çalışmalarda, örneğin Hanushek ve Kimko [14]’da, bir ülkenin eğitim sisteminin kalitesinin ölçümü, matematik ve bilimde kullanılan uluslar arası öğrenci başarısı testi (ISATs) ile ölçülmüş ve bu test değerleri ülkelerin kişi başı gelir artışı ile ilişkilendirilmiştir. Bulunan sonuç ise bir ülkenin GSYH büyüme oranı ile eğitim kalitesi arasında pozitif bir ilişki olduğudur. Coulombe vd. [15]’nin 14 OECD ülkesini kapsayan çalışmalarında ise beşeri sermaye ile büyüme arasındaki ilişkinin analizi yapılmıştır. Analizde okur-yazarlık skoruna dayalı beşeri sermayenin direkt ölçümü kullanılmış; okuryazarlık ham verileri 16-65 yaş arası

bireylerin becerililiğini ölçen IALS (International Adult Literacy Survey) kriterlerine dayalı hazırlanmıştır. Buldukları sonuç ise De la Fuente ve Doménech [16] ile uyumlu olarak, okur-yazarlılığa dayalı beşeri sermaye göstergelerinin emek verimliliğinde pozitif ve uzun dönem GSYH düzeyinde önemli etkiye sahip olduğudur. Bu sonuç aynı zamanda Barro [12] ile uyumlu bir sonuçtur. Çalışmanın detaylarında ise kullanılan okur-yazar verileri olarak ülkelerin ortalama değerleri alınmıştır. Genel işgücü üzerine beşeri sermaye birikimi ve becerililiğin etkisi, verimliliğin üzerinde oldukça fazladır. Son olarak da Jamison vd. [17]’nin yapmış oldukları çalışmada ise ortalama eğitim yılı artışının ve kalite artışının kişi başına gelir artışına neden olup olmadığı test edilmiştir. Bu çalışmada kullanılan ortalama eğitim yılı 15-64 yaş aralığındaki yetişkin nüfus olarak alınmıştır.

Bizim bu çalışmamız, sözü edilen çalışmalardan farklı olarak, veri kullanma ve eğitim düzeyi ile GSYH ilişkisi farklı bir düzlemde kurgulanmıştır. Önerilen modelde, yurtiçi üretim, genel nüfus ya da işgücü ortalama eğitim düzeyi yerine, ayrıştırılmış istihdam eğitim düzeyi ve alınan patentler ile ilişkilendirilmiştir.

III. MODEL

Modelde kullanılan veriler Türkiye İstatistik Kurumu [18] (2006, www.tuik.org.tr) ve Türk Patent Enstitüsü [19] İnternet sayfasından (2006, http://www.turkpatent.gov.tr) alınmıştır. Çalışma 1988 ila 2005 yıllarını kapsamaktadır. Çalışmanın 1988’den başlamasının nedeni ise Türkiye’de istihdamın eğitim düzeyi verilerinin düzenli olarak bu yıldan itibaren başlamasıdır.

Kurulan model bu alanda kurulan diğer modellerden farklılıklar göstermektedir. Öncelikli olarak çoğu modelde eğitim yılı ortalaması tüm nüfusu kapsarken, Jamison vd [17]’lerinin modelinde eğitim düzeyi 15-64 yaş aralığındaki nüfus ele alınmıştır. Eğitim düzeyinin yıl ortalaması ve kalitesi hakkındaki yaklaşımlar Barro ve Lee [20], Cohen ve Soto (21), Hanushek ve Kimko [14] , Bratsberg ve Terrell [22] çalışmalarında ortaya konmuştur. Bu çalışmalarda büyümeyle eğitim yılı ilişkisi, işgücü ortalama eğitim düzeyi ilişkilendirilmektedir. Bizim modelimizde ise sözü edilen çalışmalardan ayrılan iki temel yaklaşım söz konusudur. Birincisi işgücü yerine aynı yaşı kapsayan *istihdam* verileri kullanılmıştır. İkincisi ve daha da önemlisi istihdam edilen iş gücü ortalama eğitim düzeyi yerine iki temel ayrı gruba ayrıştırılmış; *heterojen istihdam* ölçümünün kullanılmasıdır. Birinci gruptaki istihdam okuma yazma bilmeyenler ve ilköğretim mezunu olarak oluşurken; ikinci gruptaki istihdam lise, üniversite ve üniversite üstü mezunlarından oluşmaktadır. Bu farklı yaklaşım, çalışmamızın diğer çalışmalardan temel farkını oluşturmaktadır. Nitekim

diğer çalışmalarda eğitim yılı hesaplamaları, ya tüm nüfusun eğitim yılı ortalaması ya da işgücünün ortalama eğitim yılı alınarak, işgücü homojen varsayılmıştır. Bu çalışmada ise beşeri sermaye birikimi sınıflarına ayrıştırılmış; işgücü ve fiili istihdam heterojen kabul edilmiştir. Ek olarak ekonomide her işgücü seviyesinde işsizlik olduğu gerçeği gözden uzak tutulmamış, modelde işgücü yerine gerçekleşen istihdam ve yatırımlar esas alınmıştır. Verilen patentlerin fiili üretimde Ar-Ge harcamalarının yanı sıra eğitilmiş istihdamın bir sonucu olduğu varsayılar, modelde patent sayısına da yer verilmiştir. Modelimizin diğer modellerden farklı kurgulanmasının temel nedeni, özellikle ortalama eğitim düzeyinin zaman içerisinde arttığı ve dolayısıyla ortalama verimlilik artışına yol açtığı gerçeğidir.

Ortalama eğitim düzeyi ile büyüme arasındaki ilişkinin pozitif olduğu, homojen istihdamın da olmadığı bir realitedir. Çünkü, Uluslararası Çalışma Örgütü (ILO) [23]'nün Dünya İstihdam Raporu'na göre becerili işçilerin istihdamı, hem gelişmekte hem de gelişmiş ülkelerde artmıştır. Gelişmiş ülkelerdeki istihdamdaki büyüme oranındaki artış en fazla profesyoneller ve teknisyenlerde olurken, imalattaki eğitim düzeyi düşük işçilerin oranı azalmaktadır. Gelişmekte olan ülkelerde de profesyoneller ve teknisyenler istihdamda daha fazla yer bulmaya başlamışlardır. Bu durum istihdamın eğitim düzeyinin heterojen yapısını işaret eder. Eğitim düzeyine göre ayrıştırılmış istihdam ile yurtiçi üretimi ilişkilendirici bir model daha anlamlı bulunmuştur. Nitekim O'Connor ve Lunati[24], daha fazla eğitilmiş iş gücü, fiziksel sermaye yatırımının geri dönüşüm oranını artırdığını ve beceriyle fiziksel sermaye birbirini tamamladığını ifade etmektedir. Buna benzer biçimde Mincer [25] sermaye birikiminin bir sonucu olarak gelişmeyle birlikte becerili emeğe olan gereksinimin arttığını, Barro[4]'da beşeri sermaye stokunu fiziksel sermaye stokundaki artışı etkilediğini belirtir.

Diğer bir başka farklılık olan patentlerin modele katılmasının nedeni ise patentleri oluşturan bilgi, eğitilmiş bilgi olduğu gerçeğidir. Bu nedenle eğitilmiş bilginin ortaya çıkardığı patentlerin yurtiçi üretimle beklenen ilişkisi pozitifdir. Nitekim heterojen istihdam bize beşeri sermaye yatırımlarının, patent sayısı da teknolojiyi yaratan gücün, dolaylı olarak da patente bağlı teknolojinin çıktı üzerindeki etkinliğini görmemize yardımcı olacaktır.

Grafiksel analiz, gayri safi yurtiçi hasıla ile okuma yazma bilmeyenler arasında ters yönlü bir ilişki olduğunu göstermiş, bu ters ilişkinin ilkökul mezunu ile azaldığı görülmüştür. Çıktı, sermaye stoku artışı ve izin verilen patent sayısı ile aynı yönde ilişkilendirilmiştir. Model 1 numaralı denklemle tanımlanmış iki ve üç numaralı denklemlerde olduğu gibi tahmin edilmiştir.

$$X_1 = AX_2^{\alpha_1} X_3^{\alpha_2} X_4^{\alpha_3} X_5^{\alpha_4} e^u \quad (1)$$

A=boyut katsayısı, $X_1=1987$ fiyatlarıyla gayri safi yurtiçi hasıla, milyon YTL, $X_2=1987$ fiyatlarıyla sabit sermaye yatırımları, milyon YTL, $X_3=$ okuma yazma bilmeyen ve ilk okul mezunu sayısı, $X_4=$ orta öğrenim ve üniversite mezunu istihdam sayısı, $X_5=$ izin verilen patent sayısı, $\alpha_i=$ çıktının ilgili i. girdi kullanımına göre esneklik katsayısı, $u=$ hata terimi, $e=2.72$ sabit değerdir.

Parametrelerin beklenen işaretleri $\alpha_1 > 0$, $\alpha_2 < 0$, $\alpha_3 > 0$, $\alpha_4 > 0$ şeklindedir.

IV. MODEL TAHMİNİ VE İSTATİSTİKSEL TESTLER

IV.1. Modelin Tahmini

Tahmin için SAS 9.1 [26] istatistiksel paketi kullanılmış, Der ve Everitt [27] SAS kullanım kitapçığından yararlanılmıştır. Model önce yalın haliyle test edilmiş, sonra da 1994 ve 2001 mali krizlerinin etkisi olup olmadığı altında tahmin edilmiştir. İki numaralı denklem yalın modelin tahminini, üç numaralı denklemde kriz etkisini gösteren tahmin modelleridir.

$$\begin{aligned} \ln X_1 = & 9.808 + 0.186 \ln X_2 - 0.380 \ln X_3 + \\ & (1.55)*** \quad (0.04)*** \quad (0.16)** \\ & 0.381 \ln X_4 + 0.052 \ln X_5 \quad (2) \\ & (0.04)*** \quad (0.02)** \end{aligned}$$

$$\text{Adj } R^2 = .9793, F=202.5, DW=1.308, \chi^2_{1-6}=13.83 (.0316).$$

Bu model üzerinde 1994 ve 2001 mali krizlerinin etkileri yapay değişkenlerle ölçülmek istendiğinde, 2001 krizi istatistiksel olarak anlamsız, ancak 1994 krizi çıktıyı azaltmada anlamlı bulunmuştur. 1994 krizinin etkisi D1994 yapay değişkeni olarak modele ilave edildiğinde model üç numaralı denklem biçiminde tahmin edilmiştir:

$$\begin{aligned} \ln X_1 = & 9.696 + 0.182 \ln X_2 - 0.370 \ln X_3 + \\ & (1.4)*** \quad (0.04)*** \quad (0.15)** \\ & 0.391 \ln X_4 + 0.043 \ln X_5 - 0.053 D_{1994} \quad (3) \\ & (0.034)*** \quad (0.018)** \quad (0.026)* \end{aligned}$$

$$\text{Adj } R^2 = .9832, F=199.98, DW=1.58, \chi^2_{1-6}=10.59 (.1021).$$

Modelin her bir parametresi ve model genel olarak istatistiksel olarak anlamlı bulunmuştur. Çıktıdaki değişmeler sabit sermaye, eğitim seviyesine göre ayrıştırılmış istihdam ve verilen patent sayıları tarafından %98 açıklanabilmektedir.

IV.2. İstatistiksel Testler

Modelin tahmin edilen parametrelerinin eğilimli olup olmadığı çoklu doğrusal bağlantı testi ile test edilmiştir. Ayrıca birinci ve daha yüksek dereceden ardışık bağımlılıktan kaynaklanabilecek istatistiksel testlerin anlamsızlığı araştırılmıştır. Uzun dönem ilişkinin sahte olup olmadığı için de eş-bütünleşme testi yapılmıştır.

Tahmin edilen D-W değeri 1.308 ve 1.58 % 1-10'a kadar olan anlamlılık seviyelerinde teorik aralıklarında bulunmuştur. Bu durum bize kararsızlık bölgesini ifade eder. Ancak gözlem sayısının artırılması bu kararsızlığı giderici olacaktır. Bununla birlikte modele D1994 yılı yapay değişkeninin ilavesi ile Lyong-Box χ^2 otokorelasyon test istatistiği bize %10'un üzerinde bir olasılık vermiş, bu teste göre iki numaralı denklemde görülen yüksek dereceden ardışık bağımlılığın üç numaralı denklemde ortadan kalktığı görülmüştür.

Tablo 1 de yer alan varyans büyütme (VIF) çoklu doğrusal bağlantı istatistikleri, bağımsız değişkenler arasında çoklu doğrusal bağlantı olmadığını göstermiştir. Bu da tahmin edilen parametrelerin eğilimsiz olduğunu gösterir. Ele alınan dönemin kapsam olarak dar olması ve çıktı ile teorik olarak etkileyici olduğu varsayılan değişkenler arasındaki grafiksel ilişki yapısal bir değişiklik şüphesine yol açmadığından yapısal değişim testine gerek duyulmamıştır.

Tablo.1. Çoklu Doğrusal Bağlantı Varyans Büyütme İstatistik Değerleri

| Bağımlı Değişken | Varyans Büyütme Faktörü (VIF) | | | |
|------------------|-------------------------------|------------------|------------------|------------------|
| | Bağımsız Değişkenler | | | |
| | LnX ₂ | LnX ₃ | LnX ₄ | LnX ₅ |
| LnX ₂ | | 1.03 | 2.83 | 2.82 |
| LnX ₃ | 2.04 | | 3.46 | 2.89 |
| LnX ₄ | 1.8 | 1.11 | | 1.82 |
| LnX ₅ | 2.24 | 1.16 | 2.28 | |

Dört numaralı denklem anlamlı bir sabit ve trend etkisi içermeyen üç numaralı denklemin hata terimlerinin farkını bir önceki yıl hata terimiyle açıklayan Dickey-Fuller[28] eş bütünleşme test denklemdir. Bu denklemin hata terimleri rastsal dağılım göstermiş, D-F tau istatistiği -3.24 olup bu değer teorik tablo kritik değerinden büyük bulunmuştur. Ayrıca bu denklemin DW değeri oldukça da büyük bulunmuştur. Gerek D-F testi gerekse mezar kuralına göre DW eş bütünleşme testi bize değişkenler arasında uzun dönem ilişkinin ortaya çıktığını, tahmin edilen modelin sahte olmadığını işaret etmektedir. Ayrıca DW test istatistiği birinci ve χ^2_{1-6} yüksek dereceden oto korelasyon olmadığını işaret etmektedir. Oto korelasyon fonksiyonları durağan bulunmuştur. Standart D-F tau istatistiği ile oto korelasyon fonksiyonları hata serisinin

durağan olduğunu işaret etmektedir.

$$\Delta e_t = -0.79414e_{t-1} \quad (4)$$

(0.24558)***

D-F tau= -3.23, Adj R² =.3574, F=10.46, DW=1.954, $\chi^2_{1-6}=9.67$ (.1392), AIC=-82.2258.

Bu durumda, tahmin edilen model ve tahminci katsayıları istenilen özellikleri yeterince sağlamaktadır. Bu görsel ve DF hata terimleri birim kök testi modelin uzun dönem ilişki gösterdiğini işaret etmektedir. Ancak Co-integrasyon testi sabitsiz ve 5 değişkenli duruma göre yapıldığında ADF'nin -3.3'lük değeri %10 anlamlılık seviyesine göre tablo kritik değerinden (-4.71) mutlak olarak küçük bulunmuştur. Bu durum ise hata terimleri serisinin durağan olmadığını işaret etmektedir. Oysa literatürde genellikle bağımlı değişken dahil, modelde bulunan değişken sayısına göre (ko-integre olacak vektör sayısı) göre durağanlık araştırılmaktadır. Bu açıdan bakıldığında 4 numaralı denklem durağan değildir. Bu durumda hata terimlerinin ikinci sıradan durağanlığına bağlı 5 numaralı denklem kurulmuş, bu denklem birinci dereceden oto korelasyon işaret etmemesine rağmen daha yüksek dereceden oto korelasyon gösterdiğinden 6 numaralı denklem koşulmuş ve değişken sayısı 5'e göre ko-integrasyon testine gidilmiştir.

$$\Delta^2 e_t = -1.38924\Delta e_{t-1} \quad (5)$$

(.25253)***

D-F tau= -5.5, Adj R² =.06465, F=30.26, DW=2.105, $\chi^2_{1-6}=12.14$ (.0589), AIC=-70.6229.

Tahmin edilen 5 numaralı denklemin ADF'si -5.5 bulunmuş, modelde birinci dereceden oto korelasyona rastlanmamış, ancak yüksek dereceden oto korelasyon bulunmuştur. Standart testlerde DW test istatistiği dikkate alınmakta olduğundan (χ^2 dikkate alınmadığından) 5 numaralı DF denkleminde göre e_t 'nin birinci derece farklarda entegre olduğunu göstermektedir (5.5>5.197 ($\alpha=0.05, n=18$)); yani $e_t \sim I(1)$; $\Delta^2 e_t \sim I(0)$.

Ancak 5 numaralı denklemde χ^2 istatistiği 5. ve 6. gecikme değerlerinde belirgin olarak otokorelasyon işaret etmiştir. Bu nedenle 5 numaralı DF denkleminde 5 ve 6. gecikme değerleri hesaba katılarak 6 numaralı denklem olarak tahmin edildiğinde hesaplanan ADF değeri -4.29 bulunmuş ve %10 anlamlılık seviyesine göre tablo kritik değeri olan -4.7'ün mutlak değeri olarak altındadır. Bu durum bize hata serisinin $e_t \sim I(1)$ olmadığını işaret eder.

$$\Delta^2 e_t = -1.38924\Delta e_{t-1} - 0.31429\Delta^2 e_{t-5} + 0.68571\Delta^2 e_{t-6} \quad (6)$$

(0.28733)*** (0.086)*** (0.0037)***

D-F tau= -4.29, Adj R² =0.8272, F=16.96, DW=1.783, $\chi^2_{1-6}=2.77$ (.5964), AIC=-67824.

Görüldüğü gibi ko-integrasyon testinde görsel Box-Jenkins yaklaşımı hata terimlerinin durağanlığına yönelik olarak standart DF birim kök testi ile tutarlılık göstermekte ancak literatürde geçerli olan durağanlığı test etmeye yönelik ko-entegrasyon testi ile tutarsızlık göstermektedir. Ayrıca 5 ve 6 numaralı denklemlerde -1.3892 katsayısının 1 den büyük olması e_t serinin ikincil dereceden farkının aşırı olduğunu işaret etmektedir.

IV.3. Ekonomik Yorum

Çıktının sermaye esnekliği 0.18, okuma yazma bilmeyen ve ilköğretim girdisi (niteliksiz işçi) esnekliği -0.37, ortaöğretim ve üniversite girdisi (nitelikli işçi) esnekliği 0.39, patent esnekliği ise 0.04, 1994 yılı mali krizin de o yılki çıktıda azalmaya neden olduğu bulunmuştur. Diğer faktörler değişmezken, ortalama olarak niteliksiz işçi istihdamı %1 artınca çıktı % 0.37 azalmakta, nitelikli işçi sayısı %1 artınca çıktı % 0.39 artmakta ve patent sayısı %1 artınca çıktı %0.04 artış göstermektedir. İstihdam ve sermaye dışındaki modele katılmayan diğer sistematik faktörler de çıktıyı anlamlı etkilemektedir.

Modelin regresyon katsayıları bize daha eğitilmiş işçinin çıktıya katkısının olumlu olduğunu, eğitilmiş işçilerin sayısı arttıkça olumsuz verimlerin olumlu verime dönüştüğünü, yada daha fazla ve daha yüksek seviyede eğitilmiş insan istihdamı, işçilerin marjinal verimini artırdığını, hiç eğitim almamış işgücünün ilave istihdamı ise toplam ürünü azaltıcı etkiyle sonuçlandığını göstermektedir. Daha nitelikli sosyal sermaye istihdamı üretimde olumlu verimlere yol açmaktadır. Bu durumun bilincinde olan işletmelerin eğitilmiş insanları daha çok istihdam etme isteklerinde buldukları görülmektedir. Diğer taraftan yurtiçi çıktının ölçek getirisi 0.239 olup ölçeğe göre azalan getiri vardır. Hiç eğitim almamış veya sadece ilk öğretimi tamamlamış olanların istihdamının diğerleri ile aynı oranda artırılması üretimde ölçek getirisini azaltmaktadır. Diğer taraftan daha eğitilmiş kişilerin istihdamı ve patentler üretimde ölçek getirisini artırmaktadır. Bu bulgulara koşut sonuçlar Temple J.[29] OECD ülkelerine yönelik çalışmada da açıkça görülmektedir. Bu bulgular doğrultusunda, hükümetlere eğitilmiş insan sayısını artırmaları yönünde politikalar, işletmelere de eğitilmiş istihdam seviyesini artırmaya yönelik strateji belirlenmesi önerilir. Eğitilmiş işgücünün artırıcı eğitim politikaları eğitilmiş işgücü arzını artırırken işletmelerin daha fazla eğitilmiş işgücü istihdamı da eğitilmiş işsizliği azaltacak ve kaynak israfı önlenecek, çıktı da etkinlik artışı sağlanacaktır. Ekonomide patent sayısını artırıcı Ar-Ge araştırmalarının desteklenmesi de diğer bir önerimizdir. Eğitilmiş işgücünün artırılması aynı zamanda ekonomik büyümenin toplumsal refah artışının sağlanmasında da önemli bir etkiye sahip olacaktır. Bu

başlamda top yekun eğitim düzeyinin artırılması heterojenleşen ücret yapısının ve ücret eşitsizliklerini de azaltacağından, ekonomik büyümenin refah artışına katkısı olacaktır. Bu nedenle ülkemizde eğitim düzeyinin yükseltilmesi, özellikle işgücünün ve istihdamın gelecekteki kapasitesinin artırılmasında; dolayısıyla ekonomik büyümeye olumlu katkısının sağlanmasında temel belirleyici faktörün eğitim olduğu açıkça modelimizin sonuçlarından da görülmektedir.

V. SONUÇ

Türkiye’de, incelenen dönemde eğitimsiz işgücü istihdam artışı olumsuz verime neden olmaktadır. Öte yandan orta öğrenim ve üniversite mezunu istihdam artışı ve patent sayısındaki artışlar yurtiçi üretimi artırmaktadır. Ekonominin üretiminde sabit sermaye yatırımlarına, eğitilmiş işgücü ve izin verilen patent sayısı artışlarına göre azalan verimler ortaya çıkmaktadır. Çıktının sermaye esnekliği 0.18, okuma-yazma bilmeyen ve ilk okul mezunları esnekliği - 0.37, lise ve üniversite mezunu esnekliği 0.39, ve izin verilen patent sayısı esnekliği 0.04 bulunmuştur. Girdi faktörlerinin her birisinde aynı dönemde görülen %1’lik bir artış üretimi ortalama olarak 0.239 artırmakta olup, üretimde ölçeğe göre azalan getiriler söz konusudur. Ancak eğitilmemiş ve az eğitilmiş işgücü istihdamından eğitilmiş işgücü istihdamına geçiş üretimde olumsuz verimden olumlu verime geçişi sağlamaktadır. Bunun bilincinde olan işverenlerin zamanla daha eğitilmiş işgücünü eğitilmemiş ve az eğitilmiş işgücüne ikame ettiği görülmektedir. Ancak eğitilmiş işgücü istihdamı artan verimlere yol açmış değildir. İstihdam edilen eğitilmiş işgücü aynı zamanda sektörlerin gereksinim duyduğu niteliğe yakınlığa sahip olması verimi daha da artıracığı düşünülmelidir. Aynı zamanda sermayenin modernleştirilmesi halinde bu işgücünün yeni sermaye kullanımına göre nitelik kazandırılıp eğitilmiş işgücünün verimi daha da artırılabilir. Ar-Ge çalışmaları sonucu ortaya çıkan patent sayısında artışlar üretimde artışa neden olmaktadır ancak Türkiye’de buluş sayısı ve patent artışları gelişmiş ülkelerdeki kadar olamadığı da bilinen bir gerçektir.

Sonuç olarak, yeni buluşlara yönelik çabaların desteklenmesi, işgücünün eğitim seviyesinin artırılması ve sektörün gereksinim duyduğu nitelikli iş gücü oluşturmayı destekleyici modern teknoloji içeren üretim araçlarını artırıcı politikalara önem verilmesi halinde ölçek getirisinin artırılacağı düşünülmektedir.

YARARLANILAN KAYNAKLAR

- [1] Romer, P.M. (1986). Increasing Returns And Long Run Growth. *Journal Of Political Economy*, 94(5), 1002-1037.
- [2] Lucas, R. (1988). On The Mechanics Of Economic Development. *Journal Of Monetary Economics*, 22(1), 3-42.
- [3] Baumol, W.J. (1986). Productivity Growth Convergence And Welfare: What Do The Long-Run Data Show? *American Economic Review*, 76(5), 1072-1085.
- [4] Barro, R.J. (1991). Economic Growth in A Cross Section Of Countries. *Quarterly Journal of Economics* 106(2), 407-443.
- [5] Barro, R. & Sala-İ-Martin, X. (1992). Convergence. *Journal Of Political Economy*, 100(2), 223-251.
- [6] Mankiw N.G.; Romer, D. & Weil, D.N. (1992). A Contribution To The Empirics Of Economic Growth, *Quarterly Journal of Economics*, 107(2), 407-438.
- [7] Summers, R. & Heston, A. (1988). A New Set Of International Comparisons Of Real Product And Price Levels Estimates For 130 Countries, 1950-85. *Review of Income and Wealth*, 34(1), 1-26
- [8] Barro, R.J. & Lee, J.W. (1993). International Comparisons of Educational Attainment. *Journal of Monetary Economics*, 32(3), 363-94.
- [9] Barro, R.J. & Lee, J.W. (1996). International Measures of Schooling Years and Schooling Quality. *American Economic Review*, 86(2), 218-223.
- [10] Uzawa, H. (1965). Optimum Technical Change in An Aggregative Model of Economic Growth. *International Economic Review*, 6(1), 18-31
- [11] Bills, M. & Klenow, P.J. (2000). Does Schooling Cause Growth? *American Economic Review*, 90(5), 1160-1183.
- [12] Barro, R.J. (2001). Education And Economic Growth" In (Ed.: Helliwell, J.F.). *The Contribution Of Human And Social Capital To Sustained Economic Growth And Well-Being* (Chapter 3:14-41). Paris: OECD.
- [13] Islam, N. (1995). Growth Empirics: A Panel Data Approach. *The Quarterly Journal of Economics*, 110(4), 1127-1171.
- [14] Hanushek, E.A. & Kimko, D.D. (2000). Schooling, Labor-Force Quality, and The Growth of Nations. *American Economic Review*, 90(5), 1184-1208.
- [15] Coulombe S.; Tremblay, J.F. & Marchand, S. (2004). *Literacy Scores, Human Capital And Growth Across Fourteen OECD Countries*. Canadian Ministry of Industry: Authority of The Ministry Responsible For Statistics.
- [16] De La Fuente, A. & Doménech, R. (2002). Human Capital In Growth Regressions: How Much Difference Does Data Quality Make? *An Update And Further Results*. Manuscript. Instituto De Análisis Económico (CSIC) And Universidad De Valencia.
- [17] Jamison E.A.; Dean T.; Jamison D.T & Hanushek, E.A. (2006) . The Effects Of Education Quality On Income Growth And Mortality Decline. *NBER Working Paper No. 12652*.
- [18] Türkiye İstatistik Kurumu. (2006). *Ekonomik Ve Sosyal Göstergeler 1950-2005*. (www.tuik.gov.tr). [25.04.2006].
- [19] Türk Patent Enstitüsü. (2006). *İstatistikler*. (www.turkpatent.gov.tr). [25.04.2006].
- [20] Barro, R.J. & Jong-Wha, L. (2001). International Data On Educational Attainment: Updates And Implications. *Oxford Economic Papers*, 53(3), 541-563.
- [21] Cohen, D. & Soto, M. (2001). Growth and Human Capital: Good Data, Good Results. *OECD Development Center Technical Paper No:179*.
- [22] Bratsberg, B. & Terrell, D. (2002). School Quality and Returns to Education of US Immigrants. *Economic Inquiry*, 40(2), 177-198.
- [23] ILO (1999). *World Employment Report 1998/99: Employability in The Global Economy: How Training Matters*. Geneva: ILO.
- [24] O'Connor, D. & Lunati, M.R. (1999). *Economic Opening And The Demand For Skills In Developing*. Paris: OECD.
- [25] Mincer, J. (1995). Economic Development, Growth Of Human Capital And The Dynamics Of The Wage. *Monetary Economics*, 32(3), 363-394.
- [26] *SAS 9.1 Yazılım Paketi (2002-2003)*. USA, NC, Cary: SAS Institute Inc.
- [27] Der, G. & Everitt, B. (2002). *A Handbook of Statistical Analyses Using SAS*. Second Edition. New York: Chapman & Hall/CRC.
- [28] Dickey, D. & Fuller, A. (1979). Distribution Of The Estimators For Autoregressive Time Series With A Unit Root. *Journal Of The American Statistical Association*, 74(366), 427-431.
- [29] Temple, J. (2001). Growth Effects of Education and Social Capital in The OECD Countries. *OECD Economic Studies*, No:33, 2001/II.

Tahsin BAKIRTAŞ (bakirtas@sakarya.edu.tr) graduated from the Marmara University, Faculty of Economics, 1987. He earned his M.A. degree in economics from the Marmara University, 1989, Ph.D. degree in Economics the Marmara University from 1996. He became an Assistant Professor in 1997. His major teaching and research interest focus on the international economics, economic growth, development economics, macroeconomic, energy economics.

Mustafa AKAL (akal@sakarya.edu.tr) graduated from the Istanbul University, Faculty of Economics, 1988. He earned his M.A. degree in economics from Ohio University, 1992, Ph.D. degree in Economics from SUNY at Binghamton in 1997. He became an associate professor in 2006. His major teaching and research interest focus on the international economics, macroeconomic, microeconomics, econometrics, economic forecasting and economic modeling.