

## EĞİTİM, SAĞLIK VE İKTİSADİ BÜYÜME ARASINDAKİ İLİŞKİLER: TÜRKİYE İÇİN BİR ANALİZ

Hilal BOZKURT\*

**Özet:** Çok sayıda ampirik araştırma beşeri sermayenin iki temel bileşeni olarak sağlık ve eğitim alanındaki ilerlemelerin, iktisadi büyüme performansı üzerinde pozitif katkılar yarattığına işaret etmektedir. Bu çerçevede eğitim ve sağlık bileşenlerinden hangisinin büyüme üzerinde daha etkili olduğunu belirlemek için, her iki bileşene ayrı ayrı bakmak gerekecektir. Bu çalışmada sağlıktaki iyileşmelerin önemli göstergelerinden biri olan ortalama yaşam süresi ile büyüme arasındaki ilişki ele alınmaktadır. Yaşam beklentisinin yanı sıra, iktisadi büyümeye etki eden çok sayıda değişken vardır. fiziki yatırımlar (tasarruf oranı) ve eğitim (okullaşma oranları) analizde yer alan diğer değişkenlerdir. 1980-2005 dönemine ilişkin yıllık değerler, İki Aşamalı Engle-Granger, Johansen Kointegrasyon ve Stock Watson yöntemleri aracılığıyla test edilmiştir. Elde edilen bulgulara göre, eğitim ve sağlık ayrı ayrı analize tabi tutulduklarında, iktisadi büyüme üzerinde pozitif etkili olarak gözlenmektedir. Ancak her iki bileşenin büyüme üzerindeki etkisi birlikte alındığında, dominant faktör sağlıktır.

**Anahtar Kelimeler:** Eğitim, Sağlık, Büyüme,

### THE RELATIONSHIP BETWEEN EDUCATION, HEALTH AND ECONOMIC GROWTH: AN ANALYSE FOR TURKEY

**Abstract:** Many empirical analysis indicate that improvements in the health and education affect the economic growth positively. Improvement in the health and education are analysed seperately in order to determine which components are effective on economic growth. In this study, we analysed relationship between economic growth and life expectancy. Apart from life expectancy, there are several variables affect the economic growth. Physical invesments (saving rate) and education (schooling rates) are sample variables. The annual data in between 1980-2005 is tested via Two Step Engle Granger, Johansen Cointegration and Stock-Watson methods. According to the findings, if education and health being analysed seperately, there is causal relation from the health and education to economic growth. But if the variables have been analysed together, there is causal relation from health to growth .The health is dominant factor.

**Keywords:** Education, Health, Economic Growth

### Giriş

Bir ülkenin gelişmişlik düzeyini, sadece kişi başına düşen gelir düzeyi ile açıklamak yeterli değildir. Kişi başına düşen gelir düzeyinin yanısıra sosyal ve kültürel ortam da önemlidir. Bu durum, iktisadi büyümenin yanında iktisadi gelişmenin de önemini ortaya koymuştur. Gerek iktisadi büyüme performansı gerekse iktisadi gelişme açısından özellikle son dönemlerde üzerinde durulan önemli hususlardan biri de beşeri sermayedir. Sağlık ve eğitim beşeri sermayenin temel bileşenleri olarak kabul edilmektedir. Birleşmiş Milletler Kalkınma Programı (UNDP) tarafından yayınlanan iktisadi gelişme raporlarında, bu göstergelere ilişkin gelişmelere yer verilmektedir. Eğitim ve sağlık alanındaki iyileşmeler, insani gelişme sıralamasını gösteren temel belirleyicilerdir.

Eğitim harcamalarının yanı sıra sağlık alanındaki gelişmeler beşeri sermaye gücünü arttırarak, iktisadi büyüme ve kalkınma sürecini olumlu istikamette geliştirir. Hemen belirtmek gerekir ki; sağlık harcamaları ile eğitim harcamalarının hangisinin daha etkili olduğunu ortaya koyma kaygısıyla yola çıktığımızda, beşeri sermayenin her iki bileşenine ayrı ayrı bakmakta fayda vardır. Bu çalışmada sağlıktaki iyileşmelerin önemli göstergelerinden biri olan ortalama yaşam süresi ile büyüme arasındaki ilişki ele alınacaktır. Konuyu daha etraflıca incelemek amacıyla, büyüme performansını etkileyen diğer temel değişkenler olarak, fiziki yatırımlar (tasarruf oranı) ve eğitim (okullaşma oranları) ele alınmıştır.

\* Yrd. Doç.Dr. KOÜ İİBF İktisat Bölümü Öğretim Üyesi

## I. Literatür Araştırması

Sağlıktaki iyileşmeler nedeniyle ortalama yaşam süresinin uzaması, bireyleri, becerilerini geliştirmek amacıyla gerçekleştirdikleri yatırım harcamalarını artırma yönünde güdüler (KALEMLİ vd.,2000). Bu güdü ile birlikte, bireyler eğitime yönelik harcamalarını ve dolayısıyla eğitim sürelerini uzatabilir. Eğitim süresinin uzaması, kişilerin çalışma hayatına bir an önce katılıp, ücret elde etmelerinin önüne geçebilir. Ancak yaşam beklentisinin uzaması halinde, bu tür kısa vadeli bir maliyete katlanmak rasyonel bir davranış olarak değerlendirilebilir. Bireyler zaman ve para açısından maliyete katlanarak eğitim sürelerini uzatıp ulaştıkları kariyerleri sayesinde elde edecekleri kazançlardan (ücret vb.) yaşam beklentisinin iyileşmesi halinde uzun yıllar yararlanma olanağı elde edebileceklerdir.

Konuya bu perspektiften bakıldığında, beşeri sermayenin iki temel bileşeni olan sağlık, eğitim ve bu bileşenlerin büyüme ilişkileri önem kazanmaktadır. Sözü edilen ilişkiler bir çok teorik ve ampirik çalışmanın inceleme konusu olmuştur. Bu çalışmalarda, sağlık göstergesi olarak sağlık harcamalarının GSYİH içindeki payı, doğuştan yaşam beklentisi, anne ve bebek ölüm oranları, kişi başına düşen sağlık harcamaları gibi göstergeler kullanılmıştır. Eğitim göstergesi olarak, eğitim süresi, eğitim harcamalarının GSYİH içindeki payı, okullaşma oranları (ilköğretim, yükseköğretim) gibi kavramlar yer almıştır. Bu bölümde söz konusu çalışmalardan bazılarının bulgularına yer verilecektir.

Tabloda yer alan çalışmalar özetlenmek istendiğinde şu sonuçlara ulaşmak mümkündür: Gelir, sağlık ve eğitim göstergeleri karşılıklı ilişki halindedir. Gelirden sağlığa doğru kurulan ilişkinin yönü, sağlıktan gelire doğru yoğunlaşmaya başlanmıştır. Sağlık göstergesi olarak genellikle doğuştan yaşam beklentisi ele alınmıştır. Elde edilen genel bulgulara göre, yaşam beklentisindeki artış, gerek büyüme üzerinde gerekse eğitim yatırımları ya da eğitim süresi üzerinde pozitif etkiye sahiptir. Bunun yanında bazı çalışmalarda yaşam beklentisi için bir eşik değer vurgusu yapılmıştır. Belirli bir eşik değere kadar (gelişmekte olan ekonomi) yaşam beklentisinin büyüme üzerindeki pozitif etkisi, bu eşik değer aşıldıktan sonra negatife (gelişmiş ekonomi) dönmektedir.

Gelişmenin ve iktisadi büyümenin sosyolojik boyutlarının keşfedilmeye başlanması, büyüme modellerinde alternatif yaklaşımların ortaya atılmasına yol açmıştır. 1980'lere kadar büyüme literatürüne hakim olan Neoklasik Büyüme modellerinde fiziksel sermaye ve işgücü verimliliğinde artışın nasıl sağlanacağı üzerinde yoğunlaşılırken, büyüme olgusuna kısa dönemli bir dinamik gözü ile yaklaşmıştır. Romer (1994), Lucas (1988), Helpman ve Grossman (1994) gibi isimlerle birlikte, büyüme literatürü yeni kavramlar ve yaklaşımlarla tanışmıştır. Yeni İçsel Büyüme modelleri olarak adlandırılan bu yaklaşımlar, Neoklasik öğretinin eksik bıraktığı ya da ihmal ettiği beşeri sermaye kavramının önemini vurgulamaktadır. Modelde, bilgi (teknoloji) dışsal değil, içsel bir dinamik olarak ele alınmaktadır. Beşeri sermayeye yapılacak yatırımlarla sağlanacak teknolojik gelişmenin, reel hasıla üzerinde hem nicel hem de nitel açıdan etkiler yaratacağı öne sürülmektedir. Sağlık alanında ilerlemelerin yanında eğitim seviyesinin yükselmesi, beşeri sermaye stokunun artmasına yol açacak, bu da, iktisadi büyüme ve gelişme performansını pozitif yönde etkileyecektir.<sup>1</sup> Bu haliyle içsel bir nitelik kazanan beşeri sermaye, büyüme olgusuna da uzun

<sup>1</sup> Beşeri sermayenin ekonomik büyüme performansını arttırdığı görüşü, yeni büyüme teorisinin temel katkılarından biridir. Beşeri sermaye ile ekonomik büyüme arasındaki pozitif ilişkiyi ortaya koyan bazı örnek çalışmalar şunlardır: Lucas (1988)'in çalışması yeni büyüme literatüründe öncü çalışmalardan biridir. Babatunde ve Adefabi (2005) ile Loening, Ludger J. (2002), iyi eğitilmiş işgücünün iktisadi büyüme performansını, üretim fonksiyonunda bir faktör olarak ve toplam faktör verimliliği aracılığı ile pozitif yönde etkilediği hususuna dikkatleri çekmişlerdir.

soluklu bakılmasına olanak tanımakta ve büyümenin eksojen (dışsal) değil, endojen (içsel) karakterde olduğu vurgusu yapılmaktadır. Aynı dönemde ekonometri literatüründeki gelişmeler ışığında bu alanda yapılan ampirik çalışmaların sayısı artmış ve değişkenler arasında uzun dönemli ilişkiler, ekonometrik yöntemlerle analiz edilmeye çalışılmıştır.

Bu çalışmada da, literatürde yer alan benzer çalışmaların ışığında, eğitim, sağlık ve büyüme ilişkileri Türkiye için analiz edilecektir.

**Tablo 1:Eğitim, Sağlık ve Büyüme Arasındaki İlişkileri Analiz Eden Çalışmalar**

Yazar	Bağımsız Değişkenler	Bağımlı Değişken	Sonuç
Kalemlı – Özcan, Şebnem vd., (2000)	Ölüm oranındaki azalma	Eğitim yatırımları	Pozitif
De la Croix ve Licandro (1999)	Yaşam beklentisi	Eğitim süresi Büyüme	Gelişmekte olan ülkelerde pozitif, Gelişmiş ekonomilerde negatif
Climent ve Doménech (2006)	Yaşam beklentisi	Eğitim süresi	Kısa yaşam beklentisi için negatif, uzun yaşam beklentisi için pozitif
Soares (2005)	Çocuk ölümlerinde azalma	Büyüme	Pozitif
Jayachandran, Lleras-Muney (2007)	Anne ölüm riskinde azalma	Kadın yaşam beklentisi Kadın eğitim süresi	Pozitif Pozitif
Huang, Fulginiti ve Peterson (2003)	Yaşam beklentisi	Büyüme Eğitim süresi	Pozitif Pozitif
Zhang ve Zhang (2005)	Yaşam beklentisi	Tasarruf oranı Orta öğretime kayıt oranı Büyüme Doğum oranı	Pozitif Pozitif Pozitif Negatif
Echevarría, (2004)	Yaşam beklentisi	Emeklilik yaşı Eğitim süresi Büyüme	Pozitif Pozitif Belirli bir eşik değere kadar pozitif
Morand, (2004)	Büyüme	Yaşam beklentisi	Pozitif
Bloom ve Canning (1999)	Sağlıktaki gelişmeler	Büyüme	Pozitif
Scheffler (2004)	Sağlıktaki gelişmeler	Büyüme	Pozitif
Bloom,Canning ve Sevilla (2001)	Yaşam beklentisi	Büyüme	Pozitif
McDonald ve Roberts (2002)	Yaşam beklentisi	Büyüme	Pozitif
Mayer (2001)	50-70 yaş grubunda sağlık alanında iyileşme	Büyüme	Pozitif
Chakraborty (2004)	Yaşam beklentisi	Büyüme	Pozitif
Bhargava, vd., (2001)	Yaşam beklentisi	Büyüme	Pozitif
Tabata (2005)	Yaşam beklentisi	Büyüme	Kısa yaşam beklentisi için pozitif, Uzun yaşam beklentisi için negatif
Boucekkine, Croix ve Licandro (2002)	Yaşam beklentisi	Büyüme	Belirli bir eşik değere kadar pozitif, eşik değer aşıldıktan sonra negatif

## 2. Veri Seti ve Kaynaklar

Modelde kullanılan değişkenler sağlık göstergesi olarak yaşam beklentisi ( $lnl$ ) ve sağlık harcamalarının GSMH içindeki payı ( $lnhe$ ), eğitim göstergesi olarak sırasıyla ilköğretim ( $lnp$ ), ortaöğretim ( $lnse$ ) ve yüksek öğretim ( $lnh$ ) okullaşma oranları kullanılmıştır. Ayrıca analizde toplam tasarruflar ( $lns$ ) ve büyüme göstergesi olarak kişi başına düşen milli gelir ( $lny$ )

değişkenleri yer almaktadır. Tüm değişkenler 1980-2005 dönemine ilişkin yıllık ve logaritmik değerleri ile analize tabi tutulmuştur.

Veriler, Türkiye İstatistik Kurumu (TÜİK), Devlet Planlama Teşkilatı (DPT), Human Development Report (2001, 2004) internet adreslerinden elde edilmiştir.

### 3. Ampirik Analiz

Makro ekonomik serilerinin birçoğunun ortak trend içermesi, seriler arasında gerçekte var olmayan sahte ilişkilerin ortaya çıkmasına neden olmaktadır. İlk olarak Granger ve Newbold (1974), benzer olarak otoregresif ve hareketli ortalama süreçleri için Granger, Hyung ve Jeon (2001) tarafından ele alındığı gibi, durağan olmayan seriler arasında kurulan bir ilişki, *sahte (spurious) regresyona* yol açarak, yüksek  $R^2$ , yüksek t istatistiklerine ve düşük Durbin-Watson (DW) test istatistiklerinin elde edilmesine yol açmaktadır. Değişkenlerin farklarının alınması ise uzun dönem bilgisinin kaybolmasına sebep olmakta ve ancak kısa dönem ilişkilerinin elde edilmesine izin vermektedir.

Granger (1981), bu gerçeklerden yola çıkarak hem sahte regresyon problemini aşmak, hem de uzun dönem bilgilerini de kullanabilmek için kointegrasyon yöntemini önermiştir. İki değişkenin yer aldığı bir model düşünüldüğünde, Dickey ve Fuller (1979,1981) tarafından geliştirilen DF (Dickey-Fuller) ve ADF (Genişletilmiş Dickey Fuller) ve Phillips ve Perron (1988) gibi testlerle, her iki değişkenin de durağanlık mertebesi aynı bulunursa (diyelim ki  $X_t \sim I(1)$ ,  $Y_t \sim I(1)$ ), değişkenler arasında kointegrasyon araştırması yapılabilir. Serilerin düzey değerlerinin regresyon modelinde tahmin edilmesi ile elde edilen hata terimi durağan ise ( $u_t \sim I(0)$ ), (1) nolu eşitliğe ulaşılır:

$$\Delta Y_t = \alpha \Delta X_t + \beta (y_{t-1} - \alpha x_{t-1}) + e_t \quad (1)$$

Eşitlikte  $\beta$  katsayısının istatistiki olarak anlamlı olması önemlidir. Hata terimi durağan bulunmaz ise, bir diğer deyişle durağanlık mertebesi modelde yer alan değişkenlerin durağanlık mertebesi ile aynı ya da daha büyükse, seriler arasında kointegrasyon ilişkisi aranmaz (MADDALA,1992:598).

Değişkenler arasında uzun dönemli ilişkinin varlığını araştıran birkaç yöntem vardır. Öncelikle bu yöntemlerin temel işleyişi açıklanacaktır.

#### -İki Aşamalı Engle-Granger Tahmin Yöntemi

Kointegrasyon ilişkisinin gözleneceği değişkenler arasındaki uzun dönemli ilişkiyi tahmin etmek için Engle ve Granger (1987) tarafından ileri sürülen **İki Aşamalı Engle-Granger Tahmin Yöntemi**, bu alanda ortaya atılan ilk yöntemdir. Değişkenlerin düzey değerlerinin tahmin edilmesi ile bulunan hata teriminin, VAR modelinde yerine konması suretiyle işleyen bir sürece sahiptir.

Sistemdeki değişkenler  $I(1)$  iken, hata payının  $I(0)$  olması, nadiren sıfır ortalamasından yani dengeden uzaklaştığı bir durumu ifade eder. Dengeden sapma çok nadiren meydana geldiği için değişkenler kointegredir.  $I(d)$  mertebesinde olan tüm değişkenler için bir  $x$  vektörü  $x_t \sim CI(d,b)$  olduğunda,  $\alpha (\neq 0)$  değerinde bir vektör olarak tanımlanabilir. Bu durumda  $e_t \sim I(d-b)$ ,  $b > 0$  olacaktır. Bütün bu tanımlamaları sağlayan  $\alpha$  vektörü, kointegrasyonu sağlayan vektör olarak tanımlanır.

Bütün bu şartlar göz önünde tutulduğunda ve  $x$ , değişkenlere ilişkin vektörü ifade ettiğinde, hata-düzeltilme gösterimi aşağıdaki eşitlik ifade edilir.

$$(1 - B) X_t = C(B) e_t$$

$$\alpha' X_t = e_t$$

X vektörünün elemanları (d-b) mertebesinde durağan olacaktır. O halde testin ana fikri, değişkenleri düzey değerleri ile ele alabileceğimiz bir sistemi geliştirmektir.

Yöntemde ilk aşama değişkenlerin durağan olup olmadıklarının ve durağan değillerse durağanlık mertebelerinin araştırılmasıdır. Değişkenlerin aynı mertebeden durağan olmaları gerekmektedir. DF, ADF veya PP testleri yardımı ile durağanlık mertebeleri araştırıldıktan sonra, değişkenlerin düzey değerlerinin yer aldığı regresyonun (2 nolu eşitlik) tahmin edilmesinden elde edilen hata teriminin durağanlığı test edilir.

$$y_t = \alpha + \beta x_t + e_t \quad (2)$$

Hata teriminin durağanlığını tespit etmek üzere DF veya ADF yapılır. Hata teriminin durağan olup olmadığına karar verirken DF ve ADF testlerinde kullanılan kritik değerler kullanılamaz. Çünkü tahmin edilen hata terimleri kointegre sayısına bağlıdır. Bunun yerine Engle-Yoo (1987) tarafından geliştirilen, 50, 100, 250 ve 500 gözlem için bulunan kritik değerler kullanılmalıdır. Diagnostik testlerle hata teriminin durağan olduğuna karar verilirse üçüncü aşamaya geçilir. Böylece x ve y değişkenlerinin durağanlık mertebelerinin (d) aynı olduğu ve hata teriminin ise durağanlık mertebesinin sıfır olduğu belirlenmiş olacaktır.

Ardından aynı mertebeden durağan değişkenlerin tahmininden elde edilen ve durağan olduğu saptanan hata terimi, nedensellik yönünün belirleneceği Vektör Hata Düzeltme modelinde (VEC) yerine konacaktır:

$$\Delta y_t = \alpha_1 + \alpha_y (y_{t-1} - \beta_1 x_{t-1}) + \sum \alpha_{11}(i) \Delta y_{t-i} + \sum \alpha_{12}(i) \Delta x_{t-i} + \epsilon_{yt}$$

$$\Delta x_t = \alpha_2 + \alpha_x (y_{t-1} - \beta_1 x_{t-1}) + \sum \alpha_{21}(i) \Delta y_{t-i} + \sum \alpha_{22}(i) \Delta x_{t-i} + \epsilon_{xt} \quad (3)$$

Bu eşitliklerde  $\beta$ , ikinci aşamada ifade edilen eşitlikten gelen kointegrasyonu sağlayan vektör parametresidir. Demek ki eşitliğin sağ tarafında tüm değişkenlerin gecikmeli değerleri ve değişkenlerin düzey değerlerine ilişkin regresyondan gelen hata-düzeltilme terimi yer almaktadır. Yukarıdaki eşitliği hata-düzeltilme terimi ile  $(\hat{e}_{t-1})$  tekrar yazacak olursak, yaklaşık VAR (near VAR) modeline ilişkin bir gösterime ulaşılır:

$$\Delta y_t = \alpha_1 + \alpha_y \hat{e}_{t-1} + \sum \alpha_{11}(i) \Delta y_{t-i} + \sum \alpha_{12}(i) \Delta x_{t-i} + \epsilon_{yt}$$

$$\Delta x_t = \alpha_2 + \alpha_x \hat{e}_{t-1} + \sum \alpha_{21}(i) \Delta y_{t-i} + \sum \alpha_{22}(i) \Delta x_{t-i} + \epsilon_{xt} \quad (4)$$

Denklemlerin katsayıları EKK ile elde edilir (ENGLE-GRANGER,1987)<sup>2</sup>.  $\epsilon_{yt}$  ve  $\epsilon_{xt}$ ; beyaz gürültü sürecine sahip hata terimleridir. Modelde, kısa ve uzun dönem ilişkiler bir arada gösterilmektedir. Tüm değişkenler durağan olduğu için VAR modeli gibi tahmin edilebilir.

<sup>2</sup> Elde edilen EKK tahminleri tutarlıdır. Kointegrasyon ilişkisinin gözlemlendiği EKK tahminleri ile doğrusal olmayan EKK tahminlerinin aynı limit dağılımına sahip olduğu ve tutarlı olduğu gözlemlenmiştir (STOCK,1987: 1035-1056).

Gecikme seviyesinin seçiminde  $\chi^2$  testi ve  $\alpha_{jk}(i) = 0$  şeklinde parametreler üzerine kısıtlamalar için F testi kullanılabilir.

Son aşamada modelin uygunluğunun testine ve sonuçların yorumlanmasına geçilir. Öncelikle hata terimlerinin beyaz gürültü olup olmadığı incelenir.  $\alpha_y$  ve  $\alpha_x$  katsayıları **uyarlama hızı** katsayılarıdır. Diyelim ki ilk eşitlikteki  $\alpha_y$  katsayısı 0 olsun. Bu durumda  $\alpha_{12}(i) = 0$  olur. Bir diğer deyişle,  $\Delta x_t$ ,  $\Delta y_t$ 'nin granger nedeni değildir. Ayarlama hızı katsayılarından biri ya da her ikisi istatistiksel olarak anlamlı ise, bu değişkenler arasında kointegrasyon ilişkisine işaret eder. Ayrıca anlamlı bulunan katsayının büyüklüğü ve yönü de önemlidir. Çünkü bu katsayı, aynı zamanda kısa dönemdeki dengesizliğin uzun dönemde ne oranda düzeltileceğini ifade eder. (+) ise, dengeden uzaklaşma, (-) çıkarsa, dengeye yaklaşma vardır (Engle-Granger:1987). Engle-Granger yöntemi, hesaplanması ve uygulanması pratik bir yöntemdir. Ancak birtakım eksikliklere ya da güçlüklerle sahiptir. Sistemde ikiden fazla sayıda değişken olması durumunda bu sözü edilen güçlük yine karşımıza çıkmaktadır. Bu yöntem, çoklu kointegre vektörleri ayırıştırma konusunda bir prosedüre sahip değildir (ENDERS,1995: 373-377).

#### - Johansen Kointegrasyon Yöntemi

Engle-Granger yönteminde sözü edilen güçlük ve eksiklikler nedeniyle Johansen (1988) ve Stock ve Watson(1988) kointegrasyonu sağlayan vektörlerin tahmininin En Çok Benzerlik yöntemi ile hesaplanmasına yönelik **Johansen Kointegrasyon Yöntemi**'ni öne sürmüşlerdir. Johansen yöntemi, Dickey-Fuller yönteminin genelleştirilmiş bir gösterimidir.

$$X_t = \Pi_1 X_{t-1} + \dots + \Pi_k X_{t-k} + e_t, t = 1, 2, \dots, \quad (5)$$

Burada X, geçmiş değerleri ile ifade edilen değişkenler vektörünü simgelemektedir. Bu gösterim, VAR modelini kullanarak değişkenleri, geçmiş dönem değerleri ile ifade eder. Modeli hareketli ortalama gösterimi ile ifade ettiğimizde, aşağıdaki eşitliğe ulaşılır.

$$A(e) = I - \Pi_1 e - \dots - \Pi_k e_k \quad (6)$$

A matrisinin rankı r, kointegre vektör sayısını vermektedir ve eşitliklerdeki p boyutlu değişken vektörünün en fazla bir eksiği kadar ( $r < p$ ) olabilir. Hata terimi e ise, beyaz gürültü sürecine sahiptir.

$$\begin{aligned} A(e) \Big|_{e=1} &= \Pi = I - \Pi_1 - \dots - \Pi_k, \\ \Pi &= \alpha \beta' \end{aligned} \quad (7)$$

$\Pi$  katsayılar matrisi ( $p \times r$ ) boyutlu  $\alpha$  ve  $\beta'$  matrislerinin çarpımıdır.  $\alpha$ , ayarlama hızı,  $\beta'$  ise, sahip olduğu satır sayısının kointegre vektör sayısına eşit olduğu, en çok benzerlik tahmini ile elde edilen matristir. Durağanlık mertebelerine karar verilen denklem sistemi, değişkenlerin gecikmeli değerlerinin yer aldığı VAR modeli şeklinde ifade edilir. Durağanlığın belirlenmesinde kullanılan DF ve ADF testlerinde olduğu gibi, serinin durağanlaştırılması için birinci farkının alınması gerekirse aşağıdaki forma ulaşılır:

$$\begin{aligned}\Delta X_t &= \Gamma_1 \Delta X_{t-1} + \dots + \Gamma_{k-1} \Delta X_{t-k} + \Pi X_{t-k} + e_t, \\ \Gamma_i &= -I + \Pi_1 + \dots + \Pi_i, i = 1, \dots, k.\end{aligned}\quad (8)$$

$\Pi$ ; katsayılar matrisidir (Johansen:1988). Burada  $\Pi$  katsayılar matrisinin rankı bize önemli bilgiler verir. Çünkü rank,  $p$  (değişken vektörünün boyutunu ifade eder)'ye eşitse (rank= $p$ ) katsayılar vektörünün durağan olduğuna, rank sıfıra eşitse, geleneksel VAR modeline,  $r < p$  ise, değişkenler arasında  $r$  tane kointegre vektör ilişkisi olduğuna karar verilir ( $\Pi = \alpha\beta'$ ). Kointegre vektör sayısı, değişkenler vektörünün boyutundan 1 eksik olmalıdır. Eşit olduğu durumda, değişkenlerin durağan olduğuna karar vereceğimiz için, kointegrasyon ilişkisinin araştırılmasına gerek kalmayacaktır. Burada temel hipotez,

$$H_0 : (\Pi = \alpha\beta') \text{ (En fazla } r \text{ tane kointegre vektör vardır).}$$

olmak üzere  $\beta'$  matrisi, değişkenlerin uzun dönem etkilerini gösteren bir matristir. Değişkenler kointegre oldukları için matrisin sıfırdan farklı  $\lambda_1 > \lambda_2 > \dots > \lambda_n$  kadar karakteristik kökü (eigenvalue) olacaktır. Eğer kointegrasyon ilişkisi yoksa, tüm karakteristik kökler sıfıra eşit olur (JOHANSEN AND JUSELIUS, 1990: 169-171).

Karakteristik köklerin sıfıra eşit olup olmadığını, dolayısıyla kointegrasyon ilişkisinin varlığını irdelemek için iki test öne sürülmüştür:

$$\lambda_{trace}(r) = -T \sum_{i=r+1}^n \ln(1 - \hat{\lambda}_i) \quad (9)$$

$$\lambda_{max}(r, r+1) = -T \ln(1 - \hat{\lambda}_{r+1})$$

$\hat{\lambda}_i$ ;  $\beta$  matrisinden elde edilen karakteristik kökler veya özdeğerler,

$T$ ; gözlem sayısı,

olmak üzere birinci testte, genel bir alternatife karşı  $r$ 'ye eşit veya daha az sayıda kointegre vektörün olduğunu ileri süren temel hipotez değerlendirilir. Tüm karakteristik köklerin değeri sıfır olduğunda, testin değeri de sıfır olacaktır.

İkinci testte, temel hipotezde  $r$  kadar kointegre vektör olduğu savı,  $r+1$  tane olduğunu ileri süren alternatif hipoteze karşı sınanır. Karakteristik kökler sıfıra eşitse,  $\lambda_{max}$  değeri küçük olacaktır. Testler sonucunda elde edilen  $\lambda_{trace}$ ,  $\lambda_{max}$  istatistik değerlerinin karşılaştırılacağı kritik değerler Johansen and Juselius (1990)'da belirtilmiştir (ENDERS, 1995: 390-391). Değişkenler arasındaki uzun dönemli ilişki, bir eşanlı model yapısı içinde incelenmektedir. Bu haliyle katsayılar matrisinin en çok benzerlik tahminleri, tutarlı tahminler verirler.

### **-Stock Watson Dinamik OLS Yöntemi**

Engle-Granger tarafından ileri sürülen Hata Düzeltme modeli (Error Correction Model-ECM), değişkenler arasında uzun dönemli ilişkiyi ele alan ilk ve temel yöntemdir. Yöntemin uygulanabilme kolaylığına ve birçok avantajlarına rağmen, bir analizde diğer yöntemlerle

desteklenmesi, iktisadi yorum yapılmasını kolaylaştırır. Öte yandan, Engle-Granger ve Kointegrasyon yöntemlerinde, eşitliğin sağ tarafında yer alan bağımsız değişkenlerin içselliğinden kaynaklanabilecek sapmalar olabilir. Saikkonen(1991) ve Stock Watson(1993) tarafından geliştirilmiş “Dinamik En Küçük Kareler” (Dynamic OLS) yöntemi, bu tarzdan sapmaların önüne geçilmesine ve uzun dönem denkleminin dinamik unsurların ilave edilmesine imkan veren yöntemlerdir.

$$\ln y = \alpha + \sum_{i=1}^n \delta \ln x_{it} + \sum_{i=1}^n \sum_{j=-m1}^{+m2} \zeta_{i,j} \Delta x_{i,t-j} + \varepsilon_t \quad (10)$$

(10) nolu eşitlikte, kısa dönem dinamiklerinin geçmiş ve gelecek değerlerine yer verilmesi suretiyle, tahmine dinamik bir yapı kazandırılmaktadır. Yöntemin işleyişi şu şekildedir:

-İlk adımda, AIC, SW ve HQ kriterleri ile kısa dönem dinamiklerinin gecikmeleri belirlenir. Genellikle bu değerler (-m1 ve +m2) eşit olarak ele alınır.

-İkinci adımda model (gerekli deterministik bileşenlerle), Newey West (1987,1994) tahmincisi kullanılarak, EKK yöntemi altında tahmin edilir. Bu şekilde heteroskedasdisite ve otokorelasyonun varlığı altında varyansların büyük veya küçük tahmin edilmelerinden doğabilecek tahmin hataları, katsayıların t istatistiğine uyarlanan Newey West tahmincisi<sup>3</sup> ile düzeltilir.

-(10) nolu denklemden elde edilen hata payının durağan olup olmadığı araştırıldığında, I(0) olduğu tespit edilirse, kointegrasyon araştırmasına gidilebilir.

#### 4. Ampirik Sonuçlar

Arora (2001)'de ele alındığı gibi, büyümenin endojen karakterde olup olmadığını belirlemek üzere aşağıdaki denklem ele alınmıştır:

$$\Delta \ln y = \alpha + \delta \ln l_t + \sum_{i=-m}^{-1} \gamma_i \Delta \ln l_{t+i} + v_t \quad (11)$$

Denklemden y, kişi başına düşen gelir, l; yaşam beklentisini ifade etmektedir. Büyümenin en önemli bileşenlerinden biri hiç kuşkusuz sağlık alanındaki gelişmelerdir. Bir insan için sağlıklı bir birey olmak her şeyin önünde gelir ve tüm hayatın bileşenlerini doğrudan etkiler. Dolayısıyla sağlığın büyüme üzerindeki etkisinin geçici mi yoksa kalıcı mı olduğunu belirlemek önemlidir. Bu noktada hipotezi, denklemden yer alan  $\delta$  katsayısının istatistiksel anlamlılığı üzerine oluşturmak gerekir.

$$H_0 : \delta = 0$$

$$H_1 : \delta > 0$$

Modelin tahmini neticesinde hipotezin kabul edilmesi, büyümenin geçici, yani eksojen (dışsal) karakterde olduğu bilgisini verecektir.

Sözü edilen bilgiye ulaşmak için çalışmanın ampirik analiz kısmında öncelikle, (11) nolu denklem, Türkiye verileri için incelenmiştir. Ardından insani gelişme kavramının üç temel göstergesi olan büyüme, sağlık ve eğitim arasındaki ilişkiler, uzun dönem için ele alınmıştır. Tahmin sonuçlarına geçmeden önce, modelde kullandığımız değişkenlerin birbirleri olan korelasyon değerlerine başvurulmuştur.

<sup>3</sup> Newey-West (1994) tahmincisi kullanılırken, q; truncation gecikmesi;  $q = \text{floor} \left[ 4 \left( \frac{N}{100} \right)^{2/9} \right]$  ile bulunur.

Floor, parantez içindeki sayının kendinden büyük olmayan en büyük tamsayıyı veren bir fonksiyondur.



**Tablo 2: Değişkenler Arasındaki Korelasyon Değerleri**

	LnI	LnY	LnS	LnP	LnSE	LnHE	LnH
LnL	1.000	0.974	0.356	0.887	0.907	0.252	0.953
LnY	0.974	1.000	0.299	0.893	0.949	0.155	0.983
LnS	0.356	0.299	1.000	0.071	0.113	0.254	0.210
LnP	0.887	0.893	0.071	1.000	0.893	-0.002	0.906
LnSE	0.907	0.949	0.113	0.893	1.000	-0.010	0.985
LnHE	0.252	0.155	0.254	-0.002	-0.010	1.000	0.078
LnH	0.953	0.983	0.210	0.906	0.985	0.078	1.000

Tablo 2’den elde edilen sonuçlara göre kişi başına düşen gelir ile en yüksek korelasyona sahip değişkenler sırasıyla yüksek öğrenimde okullaşma oranı, doğuştan yaşam beklentisi, ortaöğretim okullaşma oranı ve ilköğretim okullaşma oranı şeklinde sıralanmaktadır. Tasarruf oranı ve sağlık harcamaları ile arasındaki korelasyon katsayıları ise anlamlı değildir. Doğuştan yaşam beklentisi ile en yüksek korelasyona sahip değişkenler ise kişi başına düşen gelir, yüksek öğrenimde okullaşma oranı, orta öğrenimde ve ilköğretimde okullaşma oranı şeklinde sıralanmaktadır. Tablodan gözlenebilecek bir diğer önemli sonuç şudur: Sağlık harcamaları ve tasarruflar, artı kalan değişkenlerle oldukça düşük korelasyon değerine sahiptir. Ancak sözü edilen değişkenlerin, düşük olmakla birlikte en yüksek korelasyon ilişkisi doğuştan yaşam beklentisi iledir. O halde iki temel gösterge, eğitim bileşenleri ve yaşam beklentisi arasında güçlü bir korelasyon ilişkisi vardır.

Değişkenler arasında uzun dönemli ilişkiyi araştırabilmek için öncelikle, serilerin ne türden bir trend izlediklerine karar vermek gerekir. Bu amaçla bir sonraki adımda değişkenlerin birim kök test sonuçlarına yer verilmiştir.

**Tablo 3: Birim Kök Testi Sonuçları**

Değişkenler	ADF		PP	
	Düzyey	Birinci Fark	Düzyey	Birinci Fark
LnI	0.364(0)	-4.501(0)***	-2.693(2)	-4.501(0)***
LnY	-1.801(1)	-6.569(0)***	-2.094(2)	-6.583(1)***
LnS	-2.276(0)	-4.329(0)***	-2.276(8)	-4.347(1)***
LnSE	-3.183(5)	-4.567(4)***	-3.037(2)	-4.139(7)**
LnHE	-2.617(1)	-3.974(2)***	-2.201(1)	-3.826(0)***
LnP	-2.772(0)	-5.718(0)***	-2.809(5)	-5.980(5)***
LnH	-0.753(2)	-4.964(1)***	0.137(17)	-9.540(23)***

Not : (\*\*\*) %1, (\*\*) %5 anlamlılığa işaret etmektedir. Kritik değerler, Mackinnon’a aittir. Parantez içerisindeki değerler, AIC ile hesaplanan optimal gecikme uzunluklarıdır. PP testi için Newey-West tahmincisi kullanılmıştır.

Tablodan elde edilen bilgiler, tüm değişkenlerin birinci mertebeden fark durağan oldukları yönündedir. Bu sonuç, değişkenler arasında uzun dönemli ilişkinin araştırılabileceği ipucunu vermektedir.

Yaşam beklentisindeki değişimin büyüme üzerinde uzun dönemli etki bırakıp bırakmadığını ölçen (11) nolu eşitlik, büyümenin sadece emek verimliliğindeki artıştan ve bu durumun göstergesi olarak yaşam beklentisinden kaynaklandığını öngörmektedir. Denklem, DOLS yöntemi ile tahmin edildiğinde aşağıdaki sonuçlara ulaşılmaktadır:

**Tablo 4: Stock Watson DOLS Tahmin Sonuçları**

Değişkenler	Katsayı	t istatistiği	p olasılık değeri
C	-29.557	-3.249	0.017
Lnl	8.288***	35.982	0.000
Dlnl(-1)	-3.707	-3.643	0.002
Dlnl(-2)	-5.972	-13.556	0.072
dlnl(+1)	0.495	0.930	0.366
dlnl(+2)	3.868	4.185	0.000
R <sup>2</sup>	0.993		
Log-likelihood	45.789		
F Testi	439.90***		
AIC	-3.515		
SW	-3.312		
Ecm-ADF	-4.587		

**Diagnostik Testler**

<b>Reset Testi</b>	2.247(0.133)
<b>Jarque Bera Mormallik Testi</b>	0.366(0.832)
<b>Breusch-Godfrey LM Testi</b>	2.794(0.245)
<b>Breusch-Pagan Godfrey Heteroskedasdisite Testi</b>	2.734(0.874)

Not: (\*\*\*) %1 anlamlılığa işaret etmektedir. Parantez içindeki değerler, p olasılık değerleridir. Değişkenlerin gecikmelerine 4 gecikmeden başlanmış, AIC, SW ve HQ kriterleri gözetilerek gecikme yapısına karar verilmiştir. DOLS tahmininden elde edilen hata teriminin ADF değeri, serinin I(0) olduğunu göstermektedir. Kritik değerler %1 için 4.12, %5 hata payı için 3.29'dur (ENGLE/YOO,1987:158).

DOLS tahmininden elde edilen sonuçlara göre, doğuşta yaşam beklentisi ile kişi başına düşen gelir arasında uzun dönemli ve pozitif yönlü bir ilişki vardır. Yaşam beklentisinde %1'lik artış, kişi başına geliri %8.28 kadar arttıracaktır. Büyüme, İçsel Büyüme modellerinde ele alındığı gibi endojen karakterdedir. Ek 1'de yer alan ve hata teriminin varyansına ilişkin değişmeyi ölçen CUSUM ve CUSUM-Q grafikleri ise kurulan modelin kararlı (dengeli) olduğu bilgisini vermektedir. Demek ki yaşam beklentisinde meydana gelecek iyileşmeler, gelir üzerinde kalıcı (uzun dönemli) ve pozitif etkiler yaratacaktır.

DOLS modelinin tahmininden elde edilen sonuçları desteklemek için Johansen Kointegrasyon testi ve ardından nedenselliğin yönünü belirlemek üzere VEC modelleri tahmin edilmiştir.

**Tablo 5: Yaşam Beklentisi ve Büyüme Kointegrasyon Test Sonuçları**

Öz değerler	İz istatistiği	Max Özdeğer İstatistiği	Kritik değer		Hipotez	Sonuç
			%5 İz	%5 Max		
0.539	20.994	17.828	20.261	15.892	r=0	Ret
0.128	3.165	3.165	9.164	9.164	r≤1	Kabul

Tablodan elde edilen sonuç, yaşam beklentisi ile büyüme arasında bir tane kointegrasyon vektörünün bulunduğunu göstermektedir. Demek ki sözü edilen değişkenler arasında uzun dönemli ve kısa dönemli ilişki birlikte incelenebilir. Uzun dönemli ilişkinin yönüne karar verebilmek için VEC modeli tahmin edildiğinde sonuçlar aşağıdaki gibidir:

**Tablo 6: Yaşam Beklentisi ve Büyüme VEC Sonuçları**

Bağımlı Değişken: Lny	VEC (Katsayı ve t-ist)
C	0.0530
Trend	0.317
ecm(-1)	-0.169(-2.647)***
dlny(-1)	-0.621(-2.295)***
dlny(-2)	-0.256(-0.665)
dlnl(-1)	4.284(1.273)
dlnl(-2)	3.455(0.932)
R <sup>2</sup>	0.440
Log-Likelihood	41.438
AIC	-2.981
SW	-2.640
ADF(ecm)	-3.710**

Kritik değerler %1 için 4.12, %5 için 3.29'dur  
(ENGLE/YOO,1987:158).

VEC tahmininden normalleştirme neticesinde elde edilen eşitlik aşağıdaki gibidir:

$$\ln y = -68.624 + 16.346 \ln l + 0.118 \text{trend} \quad (6.136)$$

$$[2.663]$$

\*İlk parantez katsayıların standart hataları, köşeli parantez ise t istatistikleridir.

Elde edilen sonuçlara göre, yaşam beklentisi büyüme üzerinde uzun dönemde etkilidir. Yaşam beklentisinde iyileşmeler, büyümeyi pozitif olarak besleyecektir. Ancak büyümeyi besleyen farklı kaynaklar vardır. Emek verimliliği, tasarruf düzeyi ve eğitimde sağlanan gelişmeler, büyümenin beslendiği bu dinamiklerden bazılarıdır. Büyümenin uzun dönemli bir olgu olup olmamasının belirlenmesinin yanında, sözü edilen dinamiklerden hangisinden beslendiği de önem arz etmektedir. (11) nolu denklem, ifade edildiği gibi, büyümenin emek verimliliğinde sağlanan iyileşme ile gerçekleşeceğini öngörmektedir. Bu ayırımı yapabilmek için, büyüme eşitliğine yaşam beklentisinin yanı sıra bir kontrol değişkeni olarak öncelikle fiziki yatırımlar ilave edilebilir. Yaşam beklentisi yükseldikçe, bireyler daha uzun yaşayacaklarının bilincinde olarak, ileriki dönemler için yapacakları tasarruflarını artırma kararı alabilirler. Artan tasarruflar, yatırımların fiziksel olarak artmasına yol açar. Artan yatırımların getirisi sabit ya da artan oranda ise, büyüme uzun dönemli olarak gerçekleşir. Eğer Neoklasik büyüme modelinde öngörüldüğü gibi, yatırımın getirisi azalan oranda ise büyümeye olan etkisi uzun soluklu olmayacaktır.

Fiziki (tasarruflar) ve beşeri sermaye ile büyüme ilişkisi birlikte ele alındığında aşağıdaki denkleme ulaşılır:

$$\Delta \ln y = \alpha + \delta \ln l_t + \theta \ln s_t + \sum_{i=m}^{-m} \zeta_i \Delta \ln s_{t+i} + \sum_{i=m}^{-m} \gamma_i \Delta \ln l_{t+i} + v_t \quad (12)$$

Modelin tahmininde VEC ve DOLS yöntemleri kullanılmıştır.

Tablo 7: Yaşam Beklentisi, Tasarruflar ve Büyüme VEC ve DOLS Tahmin Sonuçları

Bağımlı Değişken: Lny	VEC (Katsayı ve t-ist)	DOLS (Katsayı ve t-ist)
C		-31.3622(-64.545)***
ecm(-1)	0.886(3.128)***	
dlny(-1)	-1.317(-3.180)***	
dlny(-2)	-0.608(-1.629)	
dlns(-1)	-0.167(-1.309)	-0.138(-3.061)***
dlns(-2)	-0.032(0.262)	0.031(1.240)
dlns(+1)		0.200(2.471)**
dlns(+2)		0.013(0.182)
dlnl(-1)	4.991(1.424)	-4.234(-9.198)***
dlnl(-2)	3.525(0.999)	-6.307(-21.350)***
dlnl(+1)		-0.635(-1.283)
dlnl(+2)		2.075(1.723)
Lns		0.181(1.972)*
Lnl		8.025(53.503)***
R <sup>2</sup>	0.512	0.996
Log-Likelihood	43.027	59.172
AIC	-3.04	-4.587
SW	-2.65	-4.040
ADF(ecm)	-3.441**	-5.770***

## Diagnostik Testler

Jarque Bera Mormallik Testi	9.570(0.144)	15.447(0.000)
Breusch-Godfrey LM Testi	5.500(0.975)	2.922(0.087)
Breusch-Pagan Godfrey Heteroskedasdisite Testi	88.685(0.138)	3.800(0.955)
Reset Testi		0.414(0.519)

Not: (\*\*\*) %1, (\*\*) %5, (\*) %10 anlamlığa işaret etmektedir. Değişkenlere ilişkin gecikme yapısına AIC ve SW değerleri gözetilerek karar verilmiştir. Ecm(-1) katsayısı yapılan ADF testine göre I(0)'dur. ADF test istatistiği -3.441, Engle-Yoo (1987:158) kritik değeri %5 için -3.29'dur.

VEC tahmininden normalleştirme neticesinde elde edilen eşitlik aşağıdaki gibidir:

$$\ln y = -38.796 + 9.593 \ln l + 0.025 \ln s$$

$$(0.500) \quad (0.135)$$

$$[19.174] \quad [0.188]$$

\*İlk parantez katsayıların standart hataları, köşeli parantez ise t istatistikleridir.

Eşitliğe göre, ln l katsayısı istatistiksel olarak anlamlı, ln s ise değildir. Uzun dönemde, kişi başına düşen gelir üzerinde etkili olan değişken yaşam beklentisidir. Fiziki sermaye göstergesi olarak ele aldığımız tasarruflar ise etkili bulunmamıştır. Tablodan elde edilen VEC sonuçlarına göre, hata düzeltme katsayısı (ecm) pozitif fakat anlamlıdır. Bu sonuç ln y ln l ve ln s arasında uzun dönemli ilişki olduğunu, ancak uzun dönemle kısa dönem arasındaki dengesizliği giderecek mekanizmanın çalışmadığını ifade etmektedir. DOLS tahmin sonuçlarına göre ln l değişkeni anlamlı, fakat ln s anlamlı değildir (%10 hata payı ile anlamlı). Katsayılar açısından değerlendirildiğinde, ln s ve ln l birlikte ele alındığında ln y üzerinde uzun dönemde daha etkili olan değişken ln l olmaktadır. Demek ki yaşam beklentisindeki artışlar, fiziki sermayeden ziyade, büyüme üzerinde pozitif yönde etkili olan faktördür. Öte yandan (11) ve (12) numaralı eşitliklerin tahmin edilmesiyle elde edilen  $\delta$  katsayıları büyüklük açısından birbirlerinden çok farklı değildir. Bu sonuç bizi, yaşam beklentisinin yükselmesi nedeniyle gerçekleşen tasarruf artışlarının uzun dönem büyüme üzerinde etkili olabileceği sonucuna götürmektedir.

Fiziki sermayeden sonra, beşeri sermayenin iki önemli göstergesi olan eğitim ve yaşam beklentisi ile kişi başına gelir arasındaki ilişkileri ortaya koymak üzere aşağıdaki sonuçlara ulaşılmıştır. Öncelikle eğitim, ilköğretim, ortaöğretim ve yüksek öğretim okullaşma oranları şeklinde ayrı ayrı sembolize edilmiştir. Sözü edilen her bir değişkenin, sırasıyla büyüme üzerindeki etkisini belirlemek üzere VEC modeli tahmin edilmiştir.

**Tablo 8: Kişi Başına Düşen Gelir ile Eğitim Değişkenleri Arasındaki VEC Modeli Sonuçları**

Bağımlı Değişken: Kişi Başına Düşen Gelir	(1)	(2)	(3)
	lnh→lny	lnp→lny	lnse→lny
	Katsayı ve t-istatistiği		
C	0.073(4.113)***	0.068(3.444)***	
ecm(-1)	0.379(-1.897)**	0.079(-0.980)	-0.266(-2.726)***
dlnh(-1)	0.241(-1.350)	0.310(1.422)	
dlny(-1)	0.134(-0.663)	0.152(0.725)	-0.372(-2.013)**
dlny(-2)			
dlnp(-1)		0.481(-1.717)	
dlnp(-2)		0.581(-2.153)***	
dlnse(-1)			-0.415(-1.890)**
R <sup>2</sup>	0.267	0.347	0.388
Log-likelihood	40.430	39.772	42.600
F	2.433**	1.807	4.237***
AIC	3.035	2.928	-3.126
SW	2.839	2.631	-3.020
Wald	1.823	5.831**	3.574**
Wald(ecm ile birlikte)	4.772**	5.800**	9.682***
ADF	-3.971(0)**	-2.086(0)	-3.188(0)*

Not: Parantez içindeki değerler, t-istatistikleridir. (\*\*\*) %1, (\*\*) %5, (\*) %10 anlamlılığa işaret etmektedir. Tablo kritik değerleri sırasıyla %1 için 4.12, %5 için 3.29'dur (ENGLE/YOO,1987:158).

Tabloda (1) numaralı eşitlik, yüksek öğrenim okullaşma oranından kişi başına gelire doğru olan hata düzeltme modelini ifade etmektedir. Hata düzeltme katsayısı %5 düzeyinde anlamlı fakat pozitifdir. Ancak Wald testi (ecm ile birlikte) anlamlı olduğuna göre, lnh değişkeninden lny'ye doğru uzun dönemli ilişki mevcuttur. (2) nolu eşitlik, ilköğretim okullaşma oranının kişi başına gelire etkisini göstermektedir. Ecm katsayısı anlamlı değildir. (3) nolu eşitlik ortaöğretim okullaşma oranından kişi başına gelire olan etkisine ilişkindir. Elde edilen sonuçlara göre, gerek ecm katsayısı, gerekse wald testleri anlamlıdır. Uzun dönemde lnse, lny üzerinde etkilidir. İkinci eşitlik dışındaki eşitliklerde, hata düzeltme katsayıları seviyesinde durağandır. O halde yüksek öğretim ve orta öğretim okullaşma oranları ile büyüme arasında uzun dönemli ilişki vardır. Ancak ilkinde kısa dönemle uzun dönem arasındaki dengesizlik giderilememektedir.

Elde edilen sonuçları desteklemek için bu kez aynı değişkenler DOLS modeli ile tahmin edilmişler ve aşağıdaki sonuçlara ulaşılmıştır.

**Tablo 9: Kişi Başına Düşen Gelir ile Eğitim Değişkenleri Arasındaki DOLS Modeli Sonuçları**

	<b>lnh → lny</b> <b>(1)</b>	<b>lnp → lny</b> <b>(2)</b>	<b>lnse → lny</b> <b>(3)</b>
	<b>Katsayı ve t-istatistiği</b>		
<b>C</b>	-0.062(-0.528)	-10.218(-8.513)***	36.692(-10.257)***
<b>dlnh(-1)</b>	-0.376(-1.530)		
<b>dlnh(-2)</b>	-0.035(-0.138)		
<b>dlnp(-1)</b>		-0.923(-1.660)	
<b>dlnp(-2)</b>		-0.847(-1.490)	
<b>dlnp(+1)</b>		2.167(3.643)***	
<b>dlnp(+2)</b>		2.535(3.790)***	
<b>dlnh(+1)</b>	-0.044(-0.153)		
<b>dlnh(+2)</b>	0.183(0.691)		
<b>dlnse(-1)</b>			-1.109(-2.503)**
<b>dlnse(-2)</b>			0.726(1.509)
<b>dlnse(+1)</b>			0.008(0.021)
<b>dlnse(+2)</b>			0.655(1.806)
<b>Ln timer</b>	0.573(18.518)***		
<b>Ln timer</b>		2.653(9.839)***	
<b>Ln timer</b>			0.837(14.320)***
<b>R<sup>2</sup></b>	0.968	0.876	0.943
<b>Log-likelihood</b>	34.991	20.699	28.994
<b>F</b>	91.510***	21.20***	50.386***
<b>AIC</b>	-2.761	-1.399	-2.189
<b>SW</b>	-2.462	-1.101	-1.891

**Diagnostik Testler**

<b>Jarque Bera Mormallik Testi</b>	1.174(0.555)	0.651(0.721)	1.213(0.5459)
<b>Breusch-Godfrey LM Testi</b>	3.350(0.187)	8.918(0.011)	2.571(0.114)
<b>Breusch-Pagan Godfrey Heteroskedasdisite Testi</b>	8.847(0.115)	6.455(0.264)	4.644(0.460)
<b>Reset Testi</b>	12.561(0.000)	5.360(0.042)	13.513(0.000)

Sonuçlar, VEC modeli tahmin sonuçları ile hemen hemen aynı yöndedir. Tüm eşitliklerde eğitim değişkeni, uzun dönemde büyümeyi etkiliyor gözlenmektedir. Ancak diagnostik testlerin bazılarında sorun gözlenmektedir.

Bir sonraki aşamada eğitim değişkenleri sırasıyla yaşam beklentisi ile birlikte büyüme eşitliğinde yer aldığı anda aşağıdaki modele ulaşılmaktadır:

$$\Delta \ln y = \alpha + \delta \ln l_t + \omega \ln e\check{g}_t + \sum_{i=m}^{-m} \eta_i \Delta \ln e\check{g}_{t+i} + \sum_{i=m}^{-m} \gamma_i \Delta \ln l_{t+i} + v_t \quad (13)$$

Eşitliğin DOLS sonuçları Tablo 10'daki gibidir:

Tablo 10: Kişi Başına Düşen Gelir, Yaşam Beklentisi ve Eğitim Değişkenleri DOLS Tahmin Sonuçları

	lny lnl ve lnh (1)	lnl ve lnp (2)	lnl ve lnse (3)
	Katsayı ve t-istatistiği		
C	-26.171(-2.439)*	- 33.159(-85.361)***	-36.692(-17.220)***
dlnh(-1)	-0.454(-1.221)		
dlnh(-2)	0.182(1.236)		
dlnh(-3)	0.168(0.991)		
dlnl(-1)	-6.498(-1.732)	-3.727(-20.722)***	-7.056(-5.285)***
dlnl(-2)	-5.189(-0.303)	-9.575(-9.894)***	-6.536(-6.268)***
dlnl(-3)	18.227(2.066)	4.818(5.921)***	
dlnl(+1)	-0.644(-0.735)	0.086(0.209)	3.199(3.711)***
dlnl(+2)	2.307(1.442)	4.977(10.416)***	2.804(1.688)
dlnl(+3)	0.305(0.218)	2.407(6.550)***	
dlnp(-1)		-0.184(-7.217)***	
dlnp(-2)		-0.243(-6.026)***	
dlnp(-3)		0.010(0.624)	
dlnp(+1)		0.227(4.374)**	
dlnp(+2)		0.242(7.049)***	
dlnp(+3)		-0.697(-19.601)***	
dlnh(+1)	-0.093(-0.935)		
dlnh(+2)	-0.413(-1.491)		
dlnh(+3)	-0.2508(-0.808)		
dlmse(-1)			-0.029(-0.237)
dlmse(-2)			0.381(1.867)*
dlmse(+1)			0.359(4.609)***
dlmse(+2)			0.075(0.415)
Lnln	7.447(2.404)*	8.129(80.659)***	9.223(16.102)***
Lnlnh	0.046(0.188)		
Lnlnp		0.136(1.800)	
Lnlnse			-0.124(-1.508)
R <sup>2</sup>	0.996	0.999	0.996
Log-likelihood	55.578	94.323	459.129
F	90.704***	5373.09***	312.85***
AIC	-4.272	-8.349	-4.583
SW	-3.525	-7.604	-4.036
ADF(ecm)	-4.965***	-4.358***	-5.378***

## Diagnostik Testler

Jarque Bera Mormallik Testi	1.292(0.640)	0.503(0.777)	24.723(0.00)
Breusch-Godfrey LM Testi	2.710(0.257)	0.791(0.373)	1.287(0.525)
Breusch-Pagan Godfrey Heteroskedasdisite Testi	12.938(0.531)	18.016(0.206)	3.842(0.954)
Reset Testi	6.995(0.008)	5.468(0.019)	0.141(0.707)

Not: (\*\*\*) %1, (\*\*) %5, (\*) %10 anlamlılığa işaret etmektedir. Parantez içindeki değerler, p olasılık değerleridir. Değişkenlerin gecikmelerine, AIC ve SW kriterleri gözetilerek karar verilmiştir. (1), (2) ve (3) numaralı eşitliklerden elde edilen hata düzeltme katsayılarının ADF test değerleri sırasıyla -4.965, -4.358 ve -5.174, Engle-Yoo (1987:158) tablo değerleri ise %1 için 4.12, %5 için 3.29'dur.

Tablo 10 değerlendirildiğinde, tüm eşitliklerde gözlenen; yaşam beklentisinin uzun dönemde kişi başına düşen gelir üzerinde etkili olduğu, eğitime ilişkin değişkenlerin ise anlamlı olmadığı şeklindedir. (13) nolu eşitlik, VEC modeli ile tahmin edildiğinde de benzer sonuçlara ulaşılmıştır. Tekrara yer vermemek için VEC modeli tahmin sonuçları burada verilmemiştir.

Eğitime ilişkin değişkenler, bireysel olarak ele alındığında, kişi başına gelir üzerinde uzun dönemde etkili gözlenmekte, ancak sözü edilen bu değişkenler yaşam beklentisi ile birlikte değerlendirildiğinde istatistiksel anlamlılığını yitirmektedir. Bu noktada, yaşam beklentisinin büyüme üzerinde eğitim değişkenlerine göre dominant faktör olduğunu söyleyebiliriz. Ancak tahmin sonuçlarından “gerek tasarrufların artışı gerekse eğitimde okullaşma oranında sağlanan iyileşme, büyüme üzerinde uzun dönemli etkili değildir” sonucuna ulaşmamak gerekir. Arora (2001)’nin vurguladığı gibi, yaşam beklentisi tüm bireyleri ve bireyin bütün bir hayatını ilgilendirmektedir. Oysa okullaşma oranlarındaki iyileşme, sadece belirli bir yaş dönemine ilişkindir. İnsan hayatına ilişkin temel faktör yaşam süresinin ve yaşam kalitesinin yüksekliğidir. Daha uzun yaşama beklentisi, potansiyel olarak hem öğrenmeyi, hem iş tecrübesini hem de eğitime verilecek önemin artmasını beraberinde getirmektedir. Dolayısıyla büyüme üzerinde etkili olan temel faktördür.

## SONUÇ

Çalışmadan elde edilen bulgulara göre uzun dönemli büyüme üzerinde etkili olan birincil faktör, sağlık alanındaki gelişmelerdir. Bu gelişmeler özellikle yaşam beklentisi üzerinde etkilidir. Yaşam beklentisinin uzamasının fiziki yatırımlar ve eğitim yatırımları üzerinde yaratacağı domino etkisi, uzun dönem büyüme performansı üzerinde pozitif yönde etkili olacaktır.

Bu sonuç, beşeri sermayenin temel dinamikleri olarak kabul edilen eğitim ve sağlıkta iyileşmelerin zorunluluğunu ortaya çıkarmaktadır. Dolayısıyla gerek kamusal gerekse özel sektör politika yapıcılarının söz konusu zorunluluğu uzun vadeli planlarında göz ardı etmemelidirler.

## KAYNAKÇA

- ARORA, Suchit. (2001), “Health, Human Productivity, and Long-Term Economic Growth”, *The Journal of Economic History*, 61/ 3: 699-747.
- BABATUNDE, Musibau A./ ADEFABİ, Rasak Adetunji (2005), “Long Run Relationship between Education and Economic Growth in Nigeria: Evidence from the Johansen’s Cointegration Approach”, Paper presented at the Regional Conference on Education in West Africa: Constraints and Opportunities, Dakar, Senegal, November 1st - 2nd: 1- 22.
- BHARGAVA, Alok/JAMISON, Dean T./ LAU LJ / MURRAY, Christopher J. (2001), “Modeling the Effects of Health on Economic Growth”, *Journal of Health Economics*, 20/3:423 – 440.
- BLOOM, David .E./ CANNING David /SEVILLA, Jaypee (2001), “The Effect of Health on Economic Growth: Theory and Evidence”, NBER Working Paper Series, No. 8587: 1-26.
- BLOOM, David E/CANNING ,David (1999), “The Health and Wealth of Nations”, *Science*, 287, (5456), 2000), 1207-09.
- BOUCEKKINE, R., /de la CROIX, David / LICANDRO, Omar (2002), “Vintage Human Capital Demographic Trends and Endogenous Growth”, *Journal of Economic Theory*, 104/2: 340-375.
- CHAKRABORTY, S. (2004), “Endogenous Lifetime and Economic Growth”, *Journal of Economic Theory*, 116: 119- 37.
- CLIMENT, A.mparo C./ DOMÉNECH, R. afael (2006), “Human Capital Inequality Life Expectancy and Economic Growth”, *Institute of International Economics, University of Valencia Working Papers*, No:0604: 1-31.
- de la CROIX, David/ LICANDRO, Omar (1999), “Life Expectancy and Endogenous Growth”, *Economics Letters*, 65: 255-63.
- DİCKEY, David A./ FULLER, Wayne A. (1979), “Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root”, *Journal of American Statistical Association*, 74: 427-431.

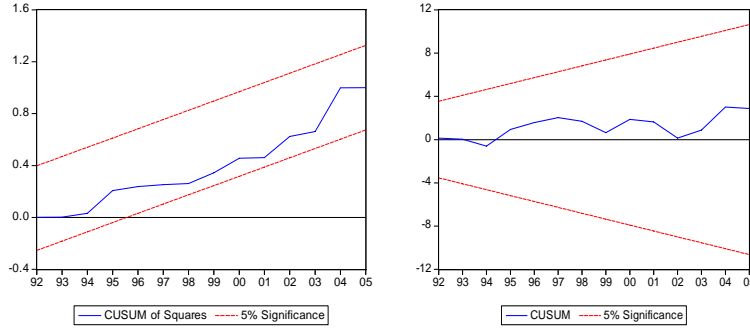


- DICKKEY, David A./ FULLER, Wayne A. (1981), "Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series Analysis with a Unit Root", *Econometrica*, 49:1057-1072.
- ECHEVARRÍA, Cruz A. (2004), "Life Expectancy, Schooling Time, Retirement, and Growth", *Economic Inquiry*, 42/4: 602 -17.
- ENDERS, Walter (1995), *Applied Econometric Time Series* ( New York:John Wiley ve Sons.): 63-67.
- ENGLE, Robert F./YOO, Byung S. (1987), "Forecasting and Testing in Co-Integrated Systems", *Journal of Econometrics*, 35: 143-159.
- ENGLE Robert F./ GRANGER, Clive W.J. (1987):"Co-Integration and Error Correction: Representation, Estimation,and Testing", *Econometrica* , 55/2: 251-276.
- GRANGER, Clive W.J.(1981), "Some Properties of Time Series Data and Their Use in Econometric Model Specification", *Journal of Econometrics*, 16: 121-130.
- GRANGER, Clive W.J./ HYUNG, N. /JEON, Y. (2001), "Spurious Regressions with Stationary Series", *Applied Economics*, 33: 899-904.
- GRANGER, Clive W.J. / NEWBOLD, P.(1974), "Spurious Regressions in Economics", *Journal of Econometrics*, 2: 111-20.
- GROSSMANN, Gene M. / HELPMAN, Elhanan (1994), "Endogenous Innovation In The Theory Of Growth", *Journal of Economic Perspectives*, 8/ 1: 23-44.
- HUANG, Rui/ FULGINITI Lilyan E. / PETERSON, Wesley E. (2003), ""Investing in Hope: AIDS, Life Expectancy and Human Capital Accumulation: AIDS" Proceedings of the 25<sup>th</sup> International Conference of Agricultural Economists (IAAE), 16 - 22 August, Durban, South Africa: 218-33.
- Human Development Report (2001), Turkey, (New York)
- Human Development Report (2004), Turkey, (New York)
- JAYACHANDRAN, Seema / ADRIANA, Lleras-Muney (2007), "Life expectancy and human capital investments: Evidence from maternal mortality declines", <http://www.stanford.edu/~jayachan/mmr.pdf>, 1-50.
- JOHANSEN, Soren (1988):"Statistical Analysis of Cointegration Vectors", *Journal of Economic Dynamics and Control*, 12: 231-254.
- JOHANSEN, Soren / JUSELIUS, K. (1990):"Maximum Likelihood Estimation and Inference on Cointegration-with Applications to the Demand for Money", *Oxford Bulletin of Economics and Statistic*, 52/2: 169-210.
- Kalemli – Özcan, Şebnem Reyder, Harl E. ve Weil, David N. (2000), "Mortality Decline Human Capital Invesment and Economic Growth", *Journal of Development Economics*, 62, 1-23.
- LOENING, Ludger J. (2002) "The Impact of Education on Economic Growth in Guatemala A Time-Series Analysis Applying an Error-Correction Methodology", *Ibero-America Institute for Economic Research (IAI) Geor-August-Universitat Gottingen*, Nr:87: 1-45.
- LUCAS, Robert J. (1988), "On the Mechanics of Economic Development", *Journal of Monetary Economics*, 22: 3 -42.
- MADDALA, G.S. (1992),*Introduction to Econometrics* (New York: Macmillan Publishing Company).
- MAYER, David (2001), "The Long-Term Impact of Health on Economic Growth in Latin America", *World Development*, 29/6: 1025-33.
- MCDONALD, Scott / ROBERTS, Jennifer (2002), "Growth and Multiple Forms of Human Capital in an Augmented Solow Model: A Panel Data Investigation", *Economics Letters*, 74: 271-276.
- MORAND, Olivier F. (2004), "Economic Growth Longevity and the Epidemiological Transition", *The European Journal of Health and Economics*, 5/2: 166 – 74.
- NEWKEY, Whitney K. / WEST, Kenneth D., (1987),"A Simple,Positive Semi-Definite, Heteroskedasticity and autocorrelation Consistent Covariance Matrix", *Econometrica*, 55/3: 703-708.
- NEWKEY, Whitney K. / WEST, Kenneth D. (1994), "Automatic Lag Selection in Covariance Matrix Estimation", *The Review of Economic Studies*, 61/ 4: 631-53.

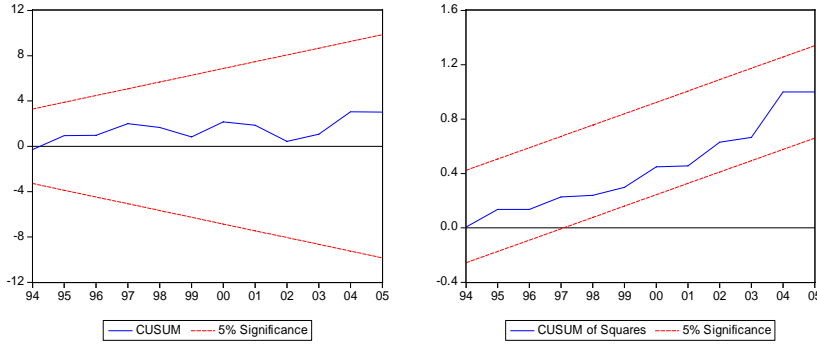
- PHILLIPS, Peter C., B. /PERON, Pierre (1988), "Testing for a Unit Root in Time Series Regression", *Biometrika*, 75/ 2: 335-346.
- ROMER, Paul M. (1994), "The Orijins of Endogenous Growth", *Journal of Econometric Perspective*, 8/1: 3-22.
- SAİKKONEN, Pentti (1991), "Asymptotically Efficient Estimation of Cointegration Regressions", *Econometric Theory*, 7/ 1: 1-21.
- SCHEFFLER, Richard M. (2004), "Health Expenditure and Economic Growth: An International Perspective", *Occasional Papers on Globalization*, 1/10: 1 – 9.
- SOARES, Rodrigo R. (2005), "Mortality Reductions, Educational Attainment, and Fertility Choice", *The American Economic Review*, 95/3: 580-601.
- STOCK, James H. (1987): "Asymptotic Properties of Least Squares Estimators of Cointegrating Vectors," *Econometrica*, 55/ 5: 1035-1056.
- STOCK, James H. /WATSON, Mark W. (1993), "A Simple Estimator of Cointegrating Vectors in Higher Order Integrated Systems", *Econometrica*, 61/ 4: 783-820.
- STOCK, James H. / WATSON, Mark W. (1988), "Testing for Common Trends", *Journal of the American Statistical Association*, 83:1097-1107.
- TABATA, Ken (2005), "Population Aging, the Costs of Health Care for the Elderly and Growth", *Journal of Macroeconomics*, 27/3: 472-93.
- ZHANG, Jie/ ZHANG, Jansen (2005), "The Effect of Life Expectancy on Fertility, Saving, Schooling and Economic Growth: Theory and Evidence", *Scandinavian Journal of Economics*, 107/1: 45-66.

**EKLER:**

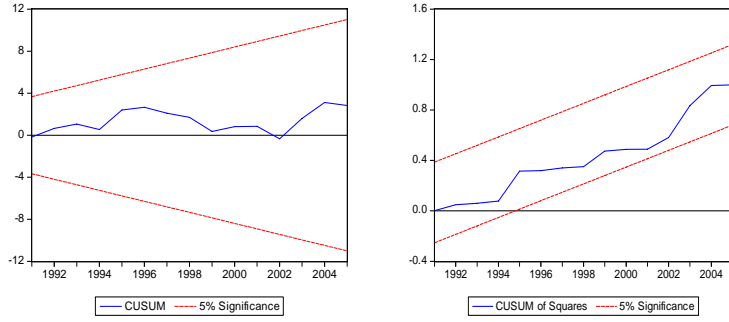
**1:** (11) nolu eşitliğin DOLS tahmininden elde edilen CUSUM ve CUSUM-Q grafikleri



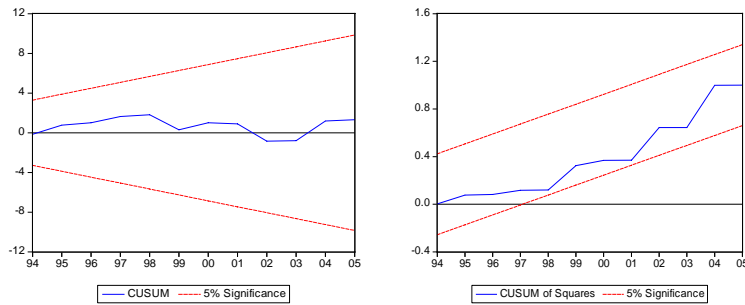
**2:** lny, lnp, lnl DOLS Tahmini CUSUM ve CUSUM-Q Grafikleri



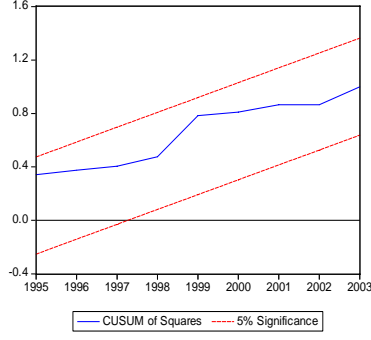
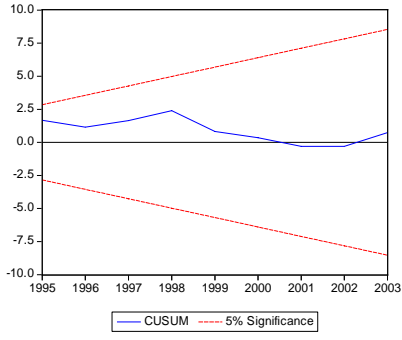
**3:** lny, lnse ve lnl DOLS Tahmini CUSUM ve CUSUM-Q Grafikleri



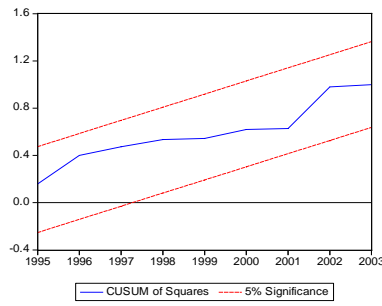
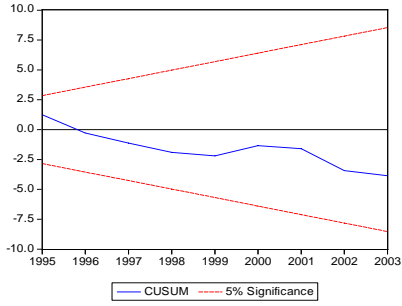
**4:** lny, lnh ve lnl DOLS Tahmini CUSUM ve CUSUM-Q Grafikleri



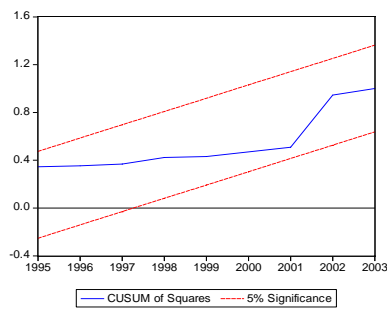
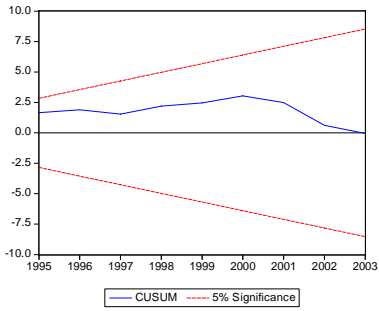
### 5:lny, lns ve lnI DOLS Tahmini CUSUM ve CUSUM-Q Grafikleri



### 6:lny, lnP ve lnI DOLS Tahmini CUSUM ve CUSUM-Q Grafikleri



### 7:lny, lnse ve lnI DOLS Tahmini CUSUM ve CUSUM-Q Grafikleri



**8: Sistemin Karakteristik kökleri (lny lnI lnS)**

