

## **TÜRKİYE’DE YAŞAM BEKLENTİSİ – EĞİTİM SÜRESİ İLİŞKİSİ: MVAR MODELİ İLE BİR ANALİZ\***

Seyfettin Erdoğan<sup>1</sup>

Hilal Bozkurt<sup>2</sup>

### **ÖZET**

Eğitim harcamaları, beşeri sermaye birikimini doğrudan etkiler. Eğitim yatırımlarına ilişkin kararlar ile yaşam beklentisi arasında pozitif ilişki vardır. Çünkü yaşam beklentisindeki olumlu gelişmeler, beşeri sermaye gücünü artıran harcamalardan elde edilecek getiriden uzun süre yararlanmayı mümkün kılar. Yaşam beklentisindeki iyileşmeler, beşeri sermaye yatırımlarının ve dolayısıyla iktisadi büyüme oranının artmasına yol açacaktır.

Bu çalışmada, Türkiye’de yaşam beklentisi ile eğitim süresi arasındaki ilişki incelenmektedir. 1983-2005 dönemine ilişkin yıllık veriler, MVAR yöntemi ile test edilmiştir. Elde edilen bulgulara göre, Türkiye’de yaşam beklentisinden okullaşma oranına doğru nedensel ilişki gözlenmektedir.

### **ABSTRACT**

#### **THE RELATION BETWEEN LIFE EXPECTANCY AND SCHOOLING TIME IN TURKEY: AN ANALYSE WITH MVAR MODEL**

Schooling investment affects the human capital accumulation directly. Decisions of this investment depend positively on life expectancy. Long life expectancy encourage individuals to spend a large number of years in education. Because the time they expect to benefit from the returns to education will be long. Consequently improvements in life expectancy will increase investment in human capital, which in turn may increase economic growth rate.

In this study, the relation between life expectancy and schooling time is analyzed. The annual data in between years 1983-2005 is tested via MVAR model. According to the findings, there is a causal relation from the life expectancy to schooling time in Turkey.

### **GİRİŞ**

Yüksek yaşam beklentisinin iktisadi büyüme üzerinde doğrudan ya da dolaylı kanallar ile pozitif etkiler doğurduğu bir çok teorik ve ampirik çalışmanın ortak görüşüdür. Bu çalışmada söz konusu kanallardan birisi olan eğitim harcamaları (eğitim süresi kanalı) üzerinde durulacaktır. Eğitim süresi kanalı, beşeri sermaye kanalının alt kanallarından birisidir.

Sağlıktaki iyileşmeler nedeniyle ortalama yaşam süresinin uzaması, bireyleri, becerilerini geliştirmek amacıyla gerçekleştirdikleri yatırım harcamalarını artırma yönünde güdüler. Çünkü yaşam süresinin uzaması halinde, bireyler kendilerine yönelik yatırımların semeresini yıllarca alacaklarını öngörürler (Kalemler – Özcan, Şebnem vd. 2000). Bu öngörü neticesinde bireyler, formel eğitim sürelerini uzatabilecekleri gibi, çalışma hayatına başladıkları dönemlerde de zaman zaman bilgi ve becerilerini geliştirici eğitim faaliyetlerine de katılırlar. Formel eğitim süresinin uzaması nedeniyle bireylerin çalışma hayatına geç katılmaları, sabit bir gelir olanağının (ücret geliri) ertelenmesi anlamına gelir. Ancak yaşam beklentisinin uzaması halinde, bu tür kısa vadeli bir maliyete katlanmak rasyonel bir davranış olarak değerlendirilebilir. Bireyler zamansal ve parasal maliyete katlanarak eğitim sürelerini uzatıp ulaştıkları kariyerleri sayesinde elde

---

\* Bu makale, 28-30 Mayıs 2008 tarihinde yapılan 9. Ekonometri ve İstatistik Kongresi’nde aynı başlıkla sunulan bildiriye dayalıdır.

<sup>1</sup> Doç.Dr. Kocaeli Üniversitesi İ.İ.B.F. İktisat Bölümü serdogan@kou.edu.tr

<sup>2</sup> Yrd.Doç.Dr. Kocaeli Üniversitesi İ.İ.B.F. İktisat Bölümü

edecekleri kazançlardan (ücret vb.) yaşam beklentisinin iyileşmesi halinde uzun yıllar yararlanma olanağı elde edebileceklerdir.

Eğitim harcamalarının ve eğitim seviyesinin yükselmesi, beşeri sermaye stokunun artmasına yol açar. Beşeri sermaye stokunun artması, iktisadi büyüme ve gelişme performansını pozitif yönde etkiler.<sup>3</sup>

Yaşam beklentisi ile eğitim süresi (seviyesi) arasındaki ilişkinin nihai etkisini kısaca açıkladıktan sonra, çalışmanın iki bölümden meydana geldiğini belirtelim. Birinci bölümde literatür araştırması, ikinci bölümde ise, ekonometrik analiz üzerinde durulacaktır.

## **I. Literatür Araştırması**

Yaşam beklentisi ile eğitim süresi arasındaki ilişki, bir çok teorik ve ampirik çalışmada inceleme konusu olmuştur. Bu bölümde söz konusu çalışmalardan bazılarının bulgularına yer verilecektir.

Kalemli – Özcan, Şebnem vd., (2000), ölüm oranındaki düşüşün eğitim yatırımları üzerindeki etkisini incelemiştir. Çalışmada, ölüm oranındaki düşüşün eğitim süresi üzerinde ekonomik olarak önemli ölçüde etkili olduğu gösterilmiştir. De la Croix ve Licandro (1999), bireylerin eğitime ayıracakları süre ile yaşam beklentisi arasında pozitif bir ilişkinin varlığını göstermişlerdir. Yazarlar ayrıca, yaşam beklentisinin büyüme üzerinde, görece olarak kısa yaşam beklentisine sahip ülkelerde pozitif, ileri derecede gelişmiş ülkelerde ise, negatif etkiye yol açtığını ifade etmiştir. Öte yandan uzun yaşamın büyüme üzerindeki pozitif etkisinin çalışan nüfusun ortalama yaşındaki artış ile dengelendiğini belirtmiştir.

Climent ve Doménech (2008), kısa yaşam beklentisine sahip bireylerin uzun yaşam beklentisine sahip bireylere göre, getirisinden görece olarak kısa süre yararlanabileceklerini düşündüklerinden dolayı, eğitime ömürlerinden ayırdıkları süreyi kısmayı tercih ettiklerini belirtmiştir. Soares (2005), ölüm oranındaki düşüşün ekonomik gelişmenin temel itici gücü olduğunu açıklamaya yönelik bir model geliştirmiştir. Model’de, çocuk ölüm oranının azalması ya da yetişkin yaşam beklentisinin artması halinde, ekonomide beşeri sermaye yatırımının olmadığı bir denge durumundan beşeri sermaye yatırımının ve uzun dönem büyüme olanağının olduğu yeni bir denge durumuna geçiş örneği esas alınmıştır. Bu Model’e göre, yaşam beklentisinin artması, doğum oranının gerilemesine ve beşeri sermaye birikimi oranının ve iktisadi büyüme oranının yükselmesine yol açar.

Sri Lanka’nın 1946 – 1953 dönemine ilişkin verilerini test eden Jayachandran, Lleras-Muney (2007), anne ölüm riskinde %70’lik bir azalmanın kadın yaşam beklentisini %4.1 oranında, kadın okur – yazarlık oranını ise, % 2.5 oranında bir yükseliş sağladığını saptamışlardır. 95 ülkeye ait verileri test eden, Huang, Fulginiti ve Peterson (2003), beşeri sermaye birikimi üzerinde yaşam beklentisinin etkisini araştırmışlardır. Çalışmada, yaşam beklentisindeki düşüşün beşeri sermaye birikiminin azalmasına, dolayısıyla büyüme oranının gerilemesine yol açtığı sonucuna ulaşılmıştır. Öte yandan yaşam süresindeki artış ile eğitim süresi arasında pozitif bir ilişkinin varlığına ilişkin kanıtlar elde edilmiştir. Zhang ve Zhang (2005), 76 ülkenin 1960 – 1998 dönemine ait verilerini kullandıkları çalışmalarında, yaşam beklentisinin tasarruf oranı, orta

<sup>3</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 pozitif yönde etkilediği hususuna dikkatleri çekmişlerdir.

öğretime kayıt oranı ve büyüme oranı üzerinde pozitif, buna karşın, doğum oranı üzerinde negatif etkiler doğurduğuna ilişkin kanıtlara ulaşmışlardır. Çalışmada, yaşam beklentisinin söz konusu etkilerinin yüksek yaşam beklentisine sahip ülkelerde daha zayıf olduğu ileri sürülmüştür. Ayrıca, birçok gelişmekte olan ülkede, yaşam beklentisinin düşük olduğu ve dolayısıyla yaşam beklentisini artırma çabalarının ekonomik büyümeyi olumlu yönde, doğum oranını ise düşüş yönünde etkileyeceği vurgulanmıştır.

Echevarría, (2004), yaşam beklentisindeki değişikliğin, emeklilik yaşı, eğitim süresi ve iktisadi büyüme oranı üzerindeki etkilerini analiz etmiştir. Çalışmada, yaşam beklentisindeki artışın, öncelikle emeklilik yaşında yükselmeye, ikinci olarak eğitim süresinde uzamaya yol açtığına ilişkin bulgulara ulaşılmıştır. Öte yandan yaşam beklentisi ile büyüme oranı arasındaki ilişki, eşik değer ile açıklanmıştır. Buna göre, belirli bir eşik değere kadar iki değişken arasındaki ilişki pozitif yönlü olacaktır. Söz konusu eşik değere ulaşıldıktan sonra, eşik değer artması büyüme oranının gerilemesine yol açacaktır.

## II. Data ve Metodoloji

Bu bölümde, Türkiye’de yaşam beklentisi ile eğitim süresi arasındaki ilişki, analiz edilecektir. Eğitim süresi için, yüksek öğretime ilişkin okullaşma oranı gösterge olarak seçilmiştir. Yaşam beklentisi ve arasındaki ilişkiyi incelemek üzere kullanacağımız seriler, 1983-2005 dönemine ilişkin yıllık değerlerdir.

Serilere ilişkin durağanlık araştırması ADF, Zivot-Andrews testleri ile incelenmiştir. Ardından seriler arasında nedensel ilişkiler, Genişletilmiş (Augmented) VAR Yöntemi ile değerlendirilmiştir.

### 1. Birim Kök Testleri

Durağanlık kavramı, bir serinin ortalaması, varyansı ve otokovaryansının farklı zaman dilimlerinde değişmemesini ifade eder. Seriler arasında sahte ilişkilere yer vermemek ve bir şokun etkisinin geçici olmasını sağlamak için serinin durağan olması önemlidir.

Durağanlık araştırması için farklı testler kullanılabilir. Bunlardan en temel olanı, Dickey-Fuller ve Genişletilmiş (Augmented) Dickey-Fuller Testi (1979,1981)’dir. Genelleştirilmiş Dickey-Fuller Testi’nde, tahmin edilecek eşitlik aşağıdaki gibidir.

$$\Delta Y_t = \beta_1 + \beta_2 t + \delta Y_{t-1} + \sum_{i=1}^m \alpha_i \Delta Y_{t-i} + e_t \quad (1)$$

Eşitlikte serinin birim köke sahip olduğunu ifade eden temel hipotez:

$$H_0 : \delta = 0$$

değerlendirilir. Temel hipotez kabul edilirse, seriyi durağanlaştırmak için farkı alınır, ret edilirse serinin trend durağan olduğuna karar verilir.

Phillips-Perron (1988) testi yaygın olarak kullanılan ve yapısal kırılmayı dikkate almayan bir diğer testtir. ADF testinde hata terimi bağımsız ve homojen varsayılırken; PP testinde zayıf bağımlı ve heterojen olarak ele alınmaktadır. Testin işleyişi ADF testi ile aynı olmakla birlikte, bağımlı değişkenin gecikmeli değerleri modelde yer almaz. Bunun yerine olası otokorelasyon problemini gidermek üzere,  $\delta$  katsayısının t istatistiğine uyarlanacak parametrik olmayan düzeltme, Newey-West (1987) tahmincisi ile belirlenmektedir.

Ele alınan örnek dönemi içinde gerçekleşen önemli olayların varlığı durumunda, birim kök testlerinde bu tür etkilerin ayrıca ele alınması, test sonuçlarını önemli ölçüde değiştirebilmektedir. Phillips-Perron (1989) ve Perron (1990), sözü edilen tarzdan yapısal kırılmanın varlığı durumunda geleneksel birim kök testlerinin temel hipotezi kabul etme eğiliminde olduğunu ifade etmişlerdir. Yapısal kırılmanın dışsal kabul edildiği, bir diğer deyişle kırılma döneminin önsel

olarak bilindiği varsayımı üzerine bir test öne sürmüşlerdir. Perron (1989) üç farklı model ele alarak, birim kök olduğunu ileri süren temel hipotezleri aşağıdaki gibi belirlemiştir:

$$\text{Model (A)} \quad Y_t = \mu + dD(TB)_t + y_{t-1} + e_t, \quad (2)$$

$$\text{Model (B)} \quad Y_t = \mu_1 + y_{t-1} + (\mu_2 - \mu_1)DU_t + e_t, \quad (3)$$

$$\text{Model (C)} \quad Y_t = \mu_1 + y_{t-1} + dD(TB)_t + (\mu_2 - \mu_1)DU_t + e_t, \quad (4)$$

$D(TB)_t=1$  eğer  $t=T_B+1$  ise, 0 diğer durumlarda,  
 $DU_t=1$  eğer  $t>T_B$  ise, 0 diğer durumlarda.

Serinin bir yapısal kırılma ile trend durağan olduğunu ifade eden alternatif hipotezler aşağıdaki gibidir:

$$\text{Model (A)} \quad Y_t = \mu_1 + \beta t + (\mu_2 - \mu_1)DU_t + e_t, \quad (5)$$

$$\text{Model (B)} \quad Y_t = \mu + \beta_1 t + (\beta_2 - \beta_1)DT_t^* + e_t, \quad (6)$$

$$\text{Model (C)} \quad Y_t = \mu_1 + \beta_1 t + (\mu_2 - \mu_1)DU_t + (\beta_2 - \beta_1)DT_t + e_t, \quad (7)$$

$DU_t = 1$ ,  $DT_t^* = t - T_B$  ve  $DT_t = t$  eğer  $t > T_B$  ise, 0 diğer durumlarda.

$T_B$ , bir ön bilgi olarak bilinen kırılma dönemi olmak üzere, ilk model ortalamada meydana gelen kırılmayı (crash model), ikinci model eğimdeki kırılmayı (changing growth) ve son model her ikisinde de meydana gelen kırılmayı ifade eden kukla değişkenlere yer verilmektedir. Perron ele aldığı bu üç modeli, ADF (genişletilmiş Dickey-Fuller) formunda genişleterek aşağıdaki temel ve alternatif hipotezlere ulaşmıştır:

$$\text{Model (A)} \quad Y_t = \hat{\mu}^A + \hat{\beta}^A t + \hat{\theta}^A DU_t + \hat{d}^A D(TB)_t + \hat{\alpha}^A y_{t-1} + \sum_{j=1}^k \hat{c}_j^A \Delta y_{t-j} + \hat{e}_t, \quad (8)$$

$$\text{Model (B)} \quad Y_t = \hat{\mu}^B + \hat{\beta}^B t + \hat{\theta}^B DU_t + \hat{\gamma}^B D(T_t^*) + \hat{\alpha}^B y_{t-1} + \sum_{j=1}^k \hat{c}_j^B \Delta y_{t-j} + \hat{e}_t, \quad (9)$$

$$\text{Model (C)} \quad Y_t = \hat{\mu}^C + \hat{\beta}^C t + \hat{\gamma}^C DT_t + \hat{\theta}^C DU_t + \hat{d}^C D(TB)_t + \hat{\alpha}^C y_{t-1} + \sum_{j=1}^k \hat{c}_j^C \Delta y_{t-j} + \hat{e}_t. \quad (10)$$

$k=8$  gecikmeden başlanmasını öngördüğü modeller için temel hipotezler sırasıyla:

$$\alpha^A = 1, \beta^A = 0, \theta^A = 0$$

$$\alpha^B = 1, \beta^B = 0, \gamma^B = 0$$

$$\alpha^C = 1, \beta^C = 0, \gamma^C = 0$$

$$d^A, d^C, \theta^B \neq 0$$

şeklinde iken, serinin trend durağan olduğu düşüncesi altında oluşturulan alternatif hipotezler aşağıdaki gibidir:

$$\alpha^A, \alpha^B, \alpha^C < 1; \beta^A, \beta^B, \beta^C \neq 0; \theta^A, \theta^C, \gamma^B, \gamma^C \neq 0; d^A, d^C, \theta^B = 0$$

Zivot ve Andrews (1992), Perron'un aksine, yapısal kırılmanın dışsal yerine içsel olarak belirlendiği ve trend fonksiyonunda tahmini bir kırılmaya imkan tanıyan alternatif bir model öne sürmüşlerdir. Zivot-Andrews tarafından ileri sürülen eşitliklerde, Perron'dan farklı olarak, (8) ve (10) numaralı eşitliklerinde yer alan  $D(TB)_t$  kukla değişkeni yer almamaktadır. Modeller aşağıdaki gibidir:

$$\text{Model (A)} \quad Y_t = \hat{\mu}^A + \hat{\beta}^A t + \hat{\theta}^A DU_t(\hat{\lambda}) + \hat{\alpha}^A y_{t-1} + \sum_{j=1}^k \hat{c}_j^A \Delta y_{t-j} + \hat{e}_t, \quad (11)$$

$$\text{Model (B)} \quad Y_t = \hat{\mu}^B + \hat{\beta}^B t + \hat{\gamma}^B DT_t^*(\hat{\lambda}) + \hat{\alpha}^B y_{t-1} + \sum_{j=1}^k \hat{c}_j^B \Delta y_{t-j} + \hat{e}_t, \quad (12)$$

$$\text{Model (C)} \quad Y_t = \hat{\mu}^C + \hat{\beta}^C t + \hat{\gamma}^C DT_t^*(\hat{\lambda}) + \theta^C DU_t(\hat{\lambda}) + \hat{\alpha}^C y_{t-1} + \sum_{j=1}^k \hat{c}_j^C \Delta y_{t-j} + \hat{e}_t. \quad (13)$$

$T_B$ : kırılma zamanı olmak üzere,

$\lambda = T_B / T$ ,  $DU_t(\hat{\lambda}) = 1$  ve  $DT_t^*(\hat{\lambda}) = t - T\lambda$  eğer  $t > T\lambda$  ise, diğer durumlarda 0, şeklinde kukla değişkenler oluşturulmaktadır.  $\Delta y_{t-j}$ , otokorelasyonu ortadan kaldırmak üzere kullanılan gecikme işlemcisidir. (11) ortalamada kırılmayı, (12) eğimde kırılmayı ve (13) hem eğim, hem de ortalamada meydana gelen kırılmayı ifade etmektedir. (T-2) adet regresyon, EKK yöntemi ile tahmin edilmekte ve bu regresyonlarda  $y_{t-1}$ 'in katsayısı olan  $\alpha$  katsayısı için minimum t istatistiği belirlenmektedir. t istatistiği, Zivot-Andrews tarafından belirlenmiş olan kritik değerlerden büyükse, serinin birim köke sahip olduğu temel hipotezi ret edilmektedir. Bu şekilde serinin, tek zaman kırılmalı trend durağan olduğu sonucuna ulaşılmaktadır.

Perron (1997), Zivot-Andrews Modeli'ne benzer şekilde, yapısal kırılmanın içsel (endojen) kabul edildiği bir alternatif model öne sürmektedir. Modelde, kırılma zamanının belirlenmesi konusunda, iki farklı yaklaşım verilmektedir. İlki -Zivot-Andrews Modeli'nde ele alındığı gibi-,  $\alpha$  katsayısının t- istatistiğini ( $t_\alpha$ ) minimum elde etmek, diğeri ise, ilk model için ( $t_{|\theta|}$ ), ikinci ve son model için ( $t_{|\gamma|}$ ) değerinin maksimum elde etmektir. Perron'un, ortalama ve eğimde yapısal kırılmayı ifade eden (13) nolu eşitliğin karşılığı olarak ileri sürdüğü model aşağıdaki gibidir:

$$Y_t = \mu^C + \beta^C t + \gamma^C DT_t^*(\lambda) + \theta^C DU_t(\lambda) + \delta D(TB) + \alpha^C y_{t-1} + \sum_{j=1}^k c_j^C \Delta y_{t-j} + e_t. \quad (14)$$

Modelde, Zivot-Andrews Modeli'nden farklı olarak, ( $t = T_B + 1$ ) zaman dilimi için  $D(TB) = 1$  değerini alan bir kukla değişkene yer verilerek, temel hipotez  $\alpha = 1$  test edilmektedir.

## 2. Nedensellik Analizi

Seriler arasında nedensellik araştırması yapabilmek için, durağanlık bilgisine ihtiyaç vardır. Seriler aynı mertebeden durağan ise, aralarında kointegrasyon ilişkisi aranabilir. Kointegrasyon ilişkisi gözlenmiyor ise, serilerin durağan olduğu mertebede nedensellik ilişkisi araştırılabilir. Altınay ve Karagöl (2005), yapısal kırılmalı trend durağan seriler için kointegrasyon ilişkisi araştırmanın uygun olmayacağını ifade etmişlerdir. Bunun yerine, serilerin -kırılma döneminin dikkate alınması suretiyle- trendden arındırılması ve ardından standart Granger nedensellik Testi'nin uygulanmasının doğru olacağını öne sürmüşlerdir.

Öte yandan, seriler arasında ilişkilerin, durağanlık ve kointegrasyon önsel bilgisine ihtiyaç duymadan gözlemlenebileceği modeller mevcuttur. Bu modeller arasında Toda-Yamamoto Yöntemi'nden söz edilebilir. Toda-Yamamoto (1995) yönteminde ilk aşama, VAR modelinde uygun gecikme seviyesinin (k) belirlenmesidir. İkinci aşamada, k gecikmeye, en yüksek integreye sahip değişkenin integre seviyesi ( $d_{\max}$ ) ilave edilmektedir. Üçüncü aşamada,  $k+d_{\max}$  gecikme için serilerin orjinal değerleri üzerine EKK modeli tahmin edilmektedir. Tahmin edilen eşitlikler aşağıdaki gibidir:

$$\begin{bmatrix} y \\ x \end{bmatrix} = A_o + \sum_{i=1}^k A_i \begin{bmatrix} y_{t-i} \\ x_{t-i} \end{bmatrix} + \sum_{j=k+1}^{d_{\max}} A_j \begin{bmatrix} y_{t-j} \\ x_{t-j} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} e_y \\ e_x \end{bmatrix} \quad (15)$$

Son adımda, değişkenler için sırasıyla k gecikme için kısıtlama, Wald testi kullanılarak sınanmaktadır. Örneğin, 15 numaralı eşitlikte, yaşam beklentisinden (x) okullaşma oranına (y) nedensel ilişki yoktur, hipotezi için,

$$H_o : \alpha_1^{(12)} = \alpha_2^{(12)} = \dots = \alpha_k^{(12)} = 0$$

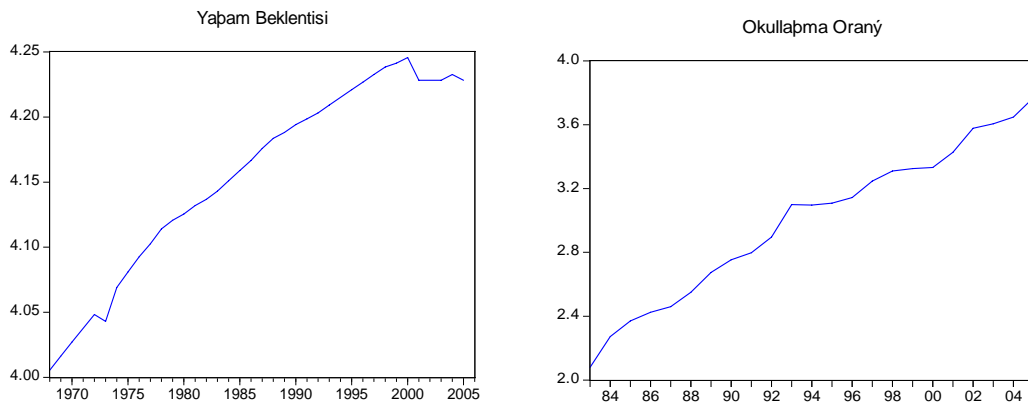
kısıtı, aynı şekilde, okullaşma oranından yaşam beklentisine nedensel ilişki yoktur hipotezi,

$$H_o : \alpha_1^{(21)} = \alpha_2^{(21)} = \dots = \alpha_k^{(21)} = 0$$

kısıtı altında sınanacaktır. Hipotez kabul edilirse, nedensel ilişkinin olmadığına karar verilecektir.

### 3. Ampirik Sonuçlar

Serilere ilişkin durağanlık bilgileri için ADF, Zivot-Andrews Tek Kırılmalı Birim Kök testleri kullanılacaktır. Test sonuçlarına geçmeden önce, serilerin grafiksel görünümü incelendiğinde, yapısal kırılmanın varlığına ilişkin bir görünüm izlendiği söylenebilir.



Şekil 1: Okullaşma oranı ve yaşam beklentisinin grafiksel görünümü

Serilere ilişkin birim kök sonuçlarını elde edebilmek için üç birim kök testi kullanılmıştır. Bunlardan ilk ikisi seride yapısal kırılmayı dikkate almayan ADF ve PP testi, diğeri ise kırılmayı dikkate alan testlerdir.

**Tablo 1: Birim Kök Test Sonuçları**

Değişkenler	ADF		PP	
	Trendsiz	Trendli	Trendsiz	Trendli
<b>Yaşam beklentisi</b>				
X	-3.2152(0)**	0.1921(0)	-3.054**	-0.1899
$\Delta X$	-4.6916(0)***	-	-3.059**	-4.4868***
	6.8816(0)***			
<b>Okullaşma Oranı</b>				
Y	-1.040(2)	-3.2164(0)	-1.5490	-3.2171
$\Delta Y$	-5.3344(1)***	-	-4.8779***	-4.500***
	5.3099(1)***			

<sup>1</sup>(\*\*), (\*\*\*) , %5 ve %1 anlamlılık seviyesinde temel hipotezin ret edildiğini gösterir.

<sup>2</sup> ADF ve PP testleri için Mac Kinnon (1991) kritik değerleri kullanılmıştır. ADF için Schwarz kriterine göre belirlenen optimal gecikme uzunlukları parantez içinde verilmektedir. PP için uyarılama gecikmesi floor  $\left[4\left(\frac{N}{100}\right)^{2/9}\right] = 2$  olarak hesaplanmıştır (Newey-West,1994).

Tablo 1’den elde edilen ADF sonuçları, yüksek öğretimde okullaşma oranının birinci mertebesinde, yaşam beklentisinin ise trendsiz modelde seviyesinde durağan olduğunu ifade etmektedir. PP testine göre, yaşam beklentisinin trendsiz modelde seviyesinde, yüksek öğretimde okullaşma oranının ise birinci mertebede durağan olduğu izlenmektedir. Böylece, iki testin aynı sonuçlara işaret ettiği söylenebilir.

Geleneksel birim kök testlerinden elde edilen sonuçları irdelemek ve değişkenlerin bir kırılma ile durağan olup olmadığını belirlemek üzere Zivot Andrews testi yapılmıştır. Test sonuçları aşağıdaki tabloda verilmektedir:

**Tablo 2: Zivot Andrews Testi**

Değişkenler	Yaşam Beklentisi	Okullaşma Oranı	Kritik değerler
	k=2	k=2	
<b>Model A</b>	$=-1.524 \alpha^A$ $T_B=1989$	$=-1.090 \alpha^A$ $T_B=2002$	-5.43 -4.80
<b>Model B</b>	$=-2.244 \alpha^B$ $T_B=1997$	$=-2.969 \alpha^B$ $T_B=2002$	-4.93 -4.42
<b>Model C</b>	$=-2.220 \alpha^C$ $T_B=1996$	$=-2.944 \alpha^C$ $T_B=2000$	-5.57 -5.08

Tablo 2’de yer alan sonuçlar incelendiğinde, her üç modelin  $\alpha^A, \alpha^B$  ve  $\alpha^C$  değerlerinin istatistiki olarak anlamlı olmadığı gözlenmektedir. Test sonucuna göre her iki değişken için, serilerde birim kök olduğu temel hipotezi kabul edilmektedir.

Yapılan birim kök test sonuçları farklı sonuçlara işaret etmektedir. Ortak bir bütünleşme bilgisi elde edilemediği için Engle-Granger ve Johansen gibi kointegrasyon testlerine başvurulmayacaktır. Seriler arasındaki nedensel ilişkileri gözlemlemek için, daha önce ifade edildiği gibi, serilerin bütünleşme derecelerini dikkate almayan Toda-Yamamoto yöntemi kullanılmıştır. Yöntemde seriler orjinal değerleri ile ele alınmaktadır. VAR modelinde AIC, SCB kriterlerine göre, uygun gecikmenin 5 olduğuna karar verilmiştir. Ardından (k+1) 6 gecikme için elde edilen tahminde standart Wald testi, ilk k (5) kadar gecikmeye uygulanmıştır. Sonuçlar aşağıdaki gibidir:

**Tablo 3: MWald Testi**

Hipotez	Wald İstatistiği	Karar
Yaşam beklentisi $\neq$ Okullaşma oranı	33.104	Hipotez ret
Okullaşma oranı $\neq$ Yaşam beklentisi	0.643	Hipotez kabul

*Hipotez, seriler arasında nedensel ilişki olmadığını ifade etmektedir.*

Tabloda yer alan sonuçlar değerlendirildiğinde, yaşam beklentisinden, okullaşma oranına doğru nedensel ilişki olduğu, ancak tersine bir ilişkinin gözlenmediği söylenebilir.

## SONUÇ

Türkiye’de yaşam beklentisi ile okullaşma oranı arasındaki ilişkiyi incelemek üzere 1983-2005 dönemi verileri kullanılmıştır. Seriler için ortak bütünleşme hareketi gözlenmediği için, bütünleşme bilgisine ihtiyaç duymayan MVAR yöntemi kullanılmıştır. Test sonucuna göre, yaşam beklentisinden okullaşma oranına doğru nedensel ilişki gözlenmektedir.

Yaşam beklentisi ile eğitim süresi arasındaki nedensel ilişki, iktisadi büyüme performansı açısından olumlu bir sonuç olarak değerlendirilebilir. Çünkü eğitim seviyesi arttıkça, beşeri sermaye potansiyeli olumlu yönde değişecektir. Bu gelişme, uzun dönem büyüme oranının artması anlamına gelir.

## KAYNAKÇA

- Altınay, G., Karagöl, E., (2005), “Electricity consumption and economic growth: Evidence from Turkey”, **Energy Economics**, 27, 849-56.
- Babatunde Musibau A. ve Adefabi, 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.
- Climent, A.C. ve Doménech, R. (2008), “Human Capital Inequality Life Expectancy and Economic Growth”, **The Economic Journal**, 118, 653–77.



- de la Croix D. and Licandro, Omar (1999), "Life Expectancy and Endogenous Growth", **Economics Letters**, 65, 255-63.
- Dickey, D.A., Fuller, W.A., (1979), "Distribution of the Estimators for Autoregressive Time series with a Unit Root", **Journal of the American Statistical Association**, 74, 366, 427-31.
- Dickey, D.A., Fuller, W.A., (1981), "Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time series with a Unit Root". **Econometrica**, 49, 4, 1057-72.
- Echevarría Cruz A. (2004), "Life Expectancy Schooling Time Retirement and Growth", **Economic Inquiry**, 42, 602-17.
- Jayachandran, Seema ve Adriana Lleras-Muney (2007), "Life expectancy and human capital investments: Evidence from maternal mortality declines", <http://www.stanford.edu/~jayachan/mmr.pdf>, 1-50.
- Huang, Rui, Fulginiti Lilyan E. ve Peterson E. Wesley (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.
- Kalemli – Özcan, vd., (2000), "Mortality Decline Human Capital Investment 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 (1988), "on the Mechanics of Economic Development", **Journal of Monetary Economics**, 22, 3 -42.
- Newey, W.K. and West, K.D., (1994), "Automatic Lag Selection in Covariance Matrix Estimation", **The Review of Economic Studies**, 61, 4, 631-53.
- Phillips, P.C.B., Perron, P., (1988), "Testing for a unit root in time series regressions", **Biometrika**, 75, 335-46.
- Perron, P.,(1989), "The great crash, the oil price shock, and the unit root hypothesis", **Econometrica**, 57, 1361-1401.
- Perron, P., (1990), "Testing for a unit root in a time series with a changing mean", **Journal of Business and Economic Statistics**, 8, 153-62.
- Toda, H.Y., Yamamoto, T.,(1995), "Statistical inference in vector autoregressions with possibly integrated processes" **Journal of Econometrics**, 66, 225-50.
- Soares, Rodrigo R. (2005), "Mortality Reductions, Educational Attainment, and Fertility Choice", **The American Economic Review**, 95, (3), 580-601.
- Zhang, Jie ve Zhang Junsen (2005) "The Effect of Life Expectancy on Fertility, Saving, Schooling and Economic Growth: Theory and Evidence", **Scandinavian Journal of Economics**, 107(1), 45–66.
- Zivot, E., Andrews, D.W.K., (1992), "Further evidence on on the great crash, the oil price shock, and the unit root hypothesis", **Journal of Business and Economic Statistics**, 10, 251-70.