

## **TÜRKİYE’DE YAŞAM BEKLENTİSİ - EKONOMİK BÜYÜME İLİŞKİSİ: ARDL MODELİ İLE BİR ANALİZ**

Seyfettin Erdoğan<sup>1</sup>

Hilal Bozkurt<sup>2</sup>

### **ÖZET**

İktisadi büyüme performansını özellikle uzun dönemde pozitif yönde etkileyen en önemli faktörlerden biri, sağlıktır. Sağlık yatırımlarının artırılması, öte yandan bu alanda yapılacak kalite iyileştirmesi, ortalama yaşam süresinin uzamasına yol açarak emek verimliliğini ve dolayısıyla ekonomik performansı pozitif yönde etkiler.

Bu çalışmada, Türkiye’de yaşam beklentisi ile iktisadi büyüme arasındaki ilişki incelenecektir. Çalışmada 1980-2005 dönemine ilişkin yıllık veriler, ARDL modeli ile test edilmiştir. Elde edilen bulgulara göre, Türkiye’de yaşam beklentisi ile ekonomik büyüme arasında pozitif yönlü bir ilişki vardır.

### **ABSTRACT**

#### **THE RELATION BETWEEN LIFE EXPECTATION AND ECONOMIC GROWTH IN TURKEY: AN ANALYSE WITH ARDL MODEL**

An important factor which positively affects the performance of economic growth, particularly in the long run, is health. Raising the health investment together with enhancing the quality in this field will lead to productivity in the labor market which in turn will have positive impact on economic performance by increasing the average life span.

In this study, the relationship between life expectancy and economic growth will be analyzed. The annual data in between years 1980-2005 is tested via ARDL model. According to the findings, there is a positive relation between the life expectancy and economic growth in Turkey.

### **Giriş**

İktisadi büyüme performansını özellikle uzun dönemde pozitif yönde etkileyen en önemli faktörlerden biri, ortalama yaşam beklentisinin uzunluğudur. Yaşam beklentisi ile iktisadi büyüme arasındaki ilişkileri araştıran birçok çalışmaya göre, yaşam beklentisi, yüksek iktisadi büyüme performansı ile ilintilidir. Ekonomik büyümenin yaşam beklentisini doğrudan etkilediğini kabul eden bu bakış açısına göre iktisadi büyüme oranı arttıkça ortalama yaşam süresi de uzar. Çünkü iktisadi büyüme oranının artması, gelir seviyesinin yanısıra, tüketim harcamalarının ve sağlık yatırımlarının artmasına yol açar (Morand, 2004). Gelişmiş ülkelerdeki ortalama yaşam süresinin uzunluğu esas alındığında, bu görüşün haklılığı açıkça ortaya çıkar. Son yıllarda gelir – yaşam beklentisi şeklinde ifade edilen ilişkinin, aynı zamanda yaşam beklentisi – gelir şeklinde de ifade edilebileceği hususuna dikkat çekilmiştir. Buna göre, gelir artışı ortalama yaşam süresini pozitif yönde etkilediği gibi ortalama yaşam süresinin uzunluğu da gelir artışını pozitif yönde etkiler. Ortalama yaşam süresini belirleyen en önemli faktör sağlıktır. Sağlık harcamalarının artması ve kaliteli sağlık hizmetlerinin yaygınlaşması, ortalama yaşam süresini ve dolayısıyla iktisadi büyümeyi pozitif yönde etkiler.

<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

Sağlıktaki olumlu gelişmelerin (ortalama yaşam süresinin uzamasının) iktisadi büyüme üzerindeki olumlu etkilerinin nedenleri dört başlık altında toplanarak açıklanabilir (Bloom ve Canning 1999, Scheffler, 2004):

*Verimlilik:* Sağlıktaki iyileşmeler emek verimliliğini doğrudan doğruya pozitif yönde etkiler. Çünkü sağlıklı bireyler fiziksel olarak daha enerjik oldukları gibi zihinsel açıdan daha dinçtirler.

*Eğitim:* Sağlıktaki iyileşmeler nedeniyle ortalama yaşam süresinin uzaması, bireyleri, becerilerini geliştirmek amacıyla gerçekleştirdikleri yatırım harcamalarını artırma yönünde güdüler.<sup>3</sup> Çünkü yaşam süresinin uzaması halinde, bireyler kendilerine yönelik yatırımların semeresini yıllarca alacaklarını öngörürler<sup>4</sup> (Kalemlı – Özcan, Şebnem Reyder, Harl, Weil ve David, 2000). Yaşam süresinin uzaması nedeniyle eğitim seviyesinin yükselmesi, emek verimliliğinin ve dolayısıyla hasılanın artmasına katkı sağlar.

*Fiziksel sermaye yatırımlarındaki artış:* Yaşam süresinin uzaması bireyleri, ileriki yaşlarda yaşam standartlarını korumak ve yükseltmek amacıyla daha fazla çalışmaya ve görel olarak daha çok tasarruf etmeye teşvik eder. Ekonomide tasarruf miktarı arttıkça ödünç verilebilir fon miktarı ve dolayısıyla yatırım harcamaları artacaktır. Öte yandan sağlıklı ve eğitilmiş işgücünün arttığı ülkeler, yabancı doğrudan yatırımlar için cazip hale gelirler.

*Demografik Kazanç:* Sağlık harcamalarının artması ve sağlıktaki kalite iyileşmeleri, çocuk ve bebek ölüm oranının gerilemesine yol açar. Çocuk ve bebek ölüm oranının gerilemesi, insanların çocuksuz kalma kaygılarının azalmasına ve dolayısıyla doğum oranlarının gerilemesine yol açar. Doğum oranının gerilemesi, çocuk başına düşen kaynak miktarının artmasına ve nüfusun sağlık ve eğitim düzeyinin yükselmesine yol açar. Bu süreç, *demografik dönüşüm* kavramı ile ifade edilir. Daha sağlıklı nesillerin yetiştirilmesi, çalışma çağındaki nüfusun hem sayıca artmasına hem de niteliksel açıdan iyileşmesine pozitif katkı sağlar. Verimlilik artışı açısından olumlu bir gelişme olarak değerlendirilen bu durum, nihai olarak ulusal gelir üzerinde olumlu etkiler doğurur.

Sağlıktaki pozitif gelişmelerin ortalama yaşam süresinin uzamasına yol açarak, yaşlı nüfusun artmasına neden olabileceği düşünülebilir. Ancak unutmamak gerekir ki, uzun yaşama beklentisine sahip bireylerin “yaşam boyu eğitim” ilkesine uygun davranmaları halinde elde ettikleri bilgi birikiminden genç nüfusun eğitim sürecinde yararlanılabilir. Öte yandan, uzun dönem yaşam beklentisine sahip bireyler fiziksel ve zihinsel sağlıklarına daha fazla önem verdikleri gibi eğitime de görel olarak daha fazla önem verirler. Bu davranış eğilimine sahip bireylerin kendi yaşam felsefesine uygun bireyler yetiştirme çabaları, en nihai olarak genel verimlilik oranının artmasına yol açar.

Bu genel açıklamalardan sonra çalışmanın iki bölümden meydana geldiğini belirtelim. Birinci bölümde literatür araştırması üzerinde durulmuş, ikinci bölümde ise, ampirik analize yer verilmiştir.

## **1. Literatür Araştırması**

Yaşam beklentisi ile iktisadi büyüme arasındaki ilişkinin araştırılması, birçok iktisatçının dikkatini çekmiştir. Çalışmanın bu bölümünde, örnek bazı çalışmaların bulgularına yer verilecektir.

<sup>3</sup> de la Croix ve Licandro, eğitim süresi ile yaşam beklentisi arasında pozitif bir ilişkinin varlığını, 1999 yılında yayınlanan çalışmalarında göstermişlerdir. Çalışmada, eğitimin optimal süresinin saptanmasında yaşam beklentisinin asli bir role sahip olduğu belirtilmiştir. Bkz. (Croix D. de la ve Licandro,1999).

<sup>4</sup>Climent, ve Doménech, kısa yaşam beklentisine sahip bireylerin, uzun yaşam beklentisine sahip bireylere göre getirisinden görel olarak kısa süre yararlanabileceklerini düşündüklerinden dolayı, eğitime ömürlerinden ayırdıkları süreyi kısmayı tercih ettiklerini belirtmiştir (Climent, ve Doménech, 2006).

(Bloom, Canning, ve Sevilla, 2001), sađlıktaki olumlu gelişmelerin, toplam hasıla üzerinde istatistiki olarak kayda değer düzeyde pozitif etkiler doğurduđunu ileri sürmüşlerdir. Yaşam beklentisinde sađlanan bir yıllık iyileşmenin hasılda yüzde dördlük bir artış sađladığını ifade etmişlerdir. Bloom, Canning ve Sevilla'nın çalışmasında 104 ülkenin 1960 – 1990 dönemine ilişkin verileri kullanılmıştır. Yazarlar, yaşam beklentisindeki iyileşmelerin hasıla üzerindeki pozitif etkisinin görece olarak yüksek olmasını, sađlık hizmetlerini iyileştirmeye yönelik harcama artışının emek verimliliđi üzerindeki pozitif etkisinin daha iyi anlaşılması açısından anlamlı olduğunu vurgulamışlardır.

(McDonald ve Roberts, 2002), 77 ülkenin 1960 -1989 dönemine ait verilerini kullandıkları çalışmalarında elde ettikleri bulgular, doğumda yaşam beklentisinin iktisadi büyüme oranını olumlu yönde etkilediđini ortaya koymuştur. Bu sonuç, iktisadi büyüme performansı açısından sađlığın önemini açıklamaktadır.

(Mayer, 2001), 18 Latin Amerika ülkesinin 1950 – 1990 dönemine ait verilerini kullanarak yaptıkları çalışmada, sađlıktan gelire doğru güçlü bir nedensellik ilişkisinin varlığını ortaya koymuşlardır. Çalışmada yaş ve cinsiyet guruplarının hayatta kalma olasılıđı (yaşam beklentisi), sađlık göstergesi olarak kabul edilmiş ve 50 – 70 yaş grubundaki insanların sađlığındaki iyileşmelerin gelir büyümesine önemli ölçüde katkı yapabileceđi şeklinde ilginç bir bulguya ulaşıldığı ifade edilmiştir. Öte yandan Latin Amerika'da yetişkin ve yaşlı insanların sađlığındaki iyileşmelerin, %0.8 ve %1.5 oranında iktisadi büyümeyi arttırdığı ileri sürülmüştür. Bu sonuç, sađlıktaki iyileşmelerin doğrudan doğruya verimliliđi, eğitimdeki verimliliđi ve yatırım miktarını, kadın nüfusun çalışma hayatına katılım oranını arttırdığı, diđer taraftan sađlık sorunlarından kaynaklanan ekonomik yükü azalttığı görüşüne dayandırılmıştır.

(Chakraborty, 2004), 95 ülkenin 1970-1990 dönemine ait verilerini kullandığı çalışmada, yaşam beklentisinin büyüme performansını pozitif yönde etkilediđini saptamıştır. Chakraborty, sürdürülebilir büyüme oranının yakalanması için, sađlık harcamalarının ön koşul olduğunu belirtmiştir. Ayrıca, ölüm oranının yüksek olduğu ülkelerde yaşam süresinin görece olarak kısa olmasının, yatırım ve tasarruf eğilimini negatif yönde etkilediđini vurgulamıştır.

(Bhargava, vd., 2001), 92 ülkenin 1965 - 1990 dönemine ait verilerini kullandıkları çalışmada, düşük gelirli ülkelerde, sađlık göstergelerinden biri olarak kabul edilen yetişkinlerin hayatta kalma oranının GSYİH büyüme oranını pozitif yönde etkilediđine ilişkin bulgular elde edilmiştir.

(de la Croix ve Licandro, 1999), 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 dengelendiđini belirtilmiştir.

(Zhang ve Zhang, 2005), 76 ülkenin 1960 – 1989 dönemine ait verilerin kullandıkları çalışmada, yaşam beklentisinin iktisadi büyüme ve determinantlarını nasıl etkilediđini araştırmışlardır. Elde edilen sonuçlara göre yaşam beklentisi, orta öğretime kayıt oranı ve büyüme üzerinde pozitif, doğum oranı üzerinde ise negatif bir etkiye sahiptir. 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 etkileyeceđi vurgulanmıştır. Zhang ve Zhang'ın Lee ile birlikte yaptıkları çalışmada da, yaşam beklentisindeki artışın (ölüm oranındaki düşüş) üçüncü dünya ülkelerinde büyüme oranını arttırdığını, buna karşın çođu sanayi toplumlarında (uzun yaşam beklentisine sahip toplumlarda), büyüme oranını

azalttığını ileri sürmüşlerdir Zhang, Zhang ve Lee, 2003). Benzer bir sonuca Tabata da ulaşmıştır. Tabata çalışmasında yaşam beklentisinin büyüme üzerinde, yaşam beklentisinin göreceli olarak düşük olduğu ülkelerde pozitif, göreceli olarak yüksek olduğu ülkelerde ise negatif etkiye sahip olduğunu göstermiştir. (Tabata, 2005). Boucekkine, Croix. ve Licandro, çalışmalarında, yaşam beklentisinin belirli bir eşik değere kadar kişi başına düşen gelir büyümesini pozitif yönde, söz konusu eşik değer aşıldıktan sonra negatif yönde etkileyeceğine ilişkin bulgulara ulaşmışlardır. Yaşam beklentisi ile büyüme arasındaki negatif ilişkinin iş gücünün yaşlanmasından kaynaklandığı ileri sürülmüştür (Boucekkine, de la Croix ve Licandro, 2002). Eşik değer vurgusunu, Echevarría da yapmıştır. Echevarría, yaşam beklentisinin belirli bir eşik değere ulaştığında, göreceli olarak yüksek yaşam beklentisinin düşük büyüme oranına eşlik edeceğini ifade etmiştir (Echevarría, 2004).

## 2.Kullanılan Yöntem ve Veriler

Zaman serilerinin çoğunlukla durağan olmadığı gerçeği dikkatleri birim kök testlerine yöneltmiştir. (Dickey ve Fuller 1979,1981) tarafından geliştirilen DF (Dickey-Fuller), ADF (Genişletilmiş Dickey Fuller) ve (Phillips ve Peron 1988) testleri ile serilerin hangi türden trende sahip olduğu belirlenmektedir. Eğer seri, deterministik sürece sahipse trendden arındırılmakta, stokastik sürece sahip ise fark alınarak durağanlaşmaktadır.

(Granger ve Newbold 1974) tarafından ele alındığı gibi, makro ekonomik serilerin çoğunlukla ortak trend içermesi, seriler arasında gerçekte var olmayan sahte ilişkilerin ortaya çıkmasına neden olmaktadır. Durağan olmayan seriler arasında kurulan bir ilişki, *sahte (spurious) regresyona* yol açarak, yüksek  $R^2$ , yüksek t istatistikleri ve düşük Durbin-Watson (DW) istatistik değerleri ile yapay olarak şişkin ve aslında geçersiz test istatistiklerine ulaşılmasına olanak tanımaktadır. Benzer sonuçlar (Granger, Hyung ve Jeon, 2001) tarafından otoregresif ve hareketli ortalama sürecine ilişkin seriler için de elde edilmiştir. Gözlem sayısından bağımsız olarak yüksek t istatistikleri elde edilmekte ve pozitif otokorelasyonla karşılaşılmaktadır. Sözü edilen bu sakıncaları gidermek için, serilerin farklarının alınması ya da trendten arındırılması, uzun dönem bilgisinin kaybolmasına sebep olmakta ve ancak kısa dönem bilgilerinin elde edilmesine izin vermektedir.

(Granger,1981) ve (Engle ve Granger, 1987), bu gerçeklerden yola çıkarak hem sahte regresyon problemini aşmak, hem de uzun dönem bilgilerini de kullanabilmek için kointegrasyon yöntemini önermiştir. (2.1) eşitliğinde olduğu gibi, iki değişkenin yer aldığı bir model düşünüldüğünde, her iki değişkenin de durağanlık mertebesi aynı ise [ $X_t \sim I(1)$ ,  $Y_t \sim I(1)$ ], değişkenler arasında kointegrasyon araştırması yapılabilir. Serilerin düzey değerlerinin regresyon modelinde kullanılması ile elde edilen hata terimi durağan ise [ $u_t \sim I(0)$ ], (2.1) eşitliğine ulaşılır.

$$\Delta Y_t = \alpha \Delta X_t + \beta (y_{t-1} - ax_{t-1}) + e_t \quad (2.1)$$

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 aranamaz.

$e = y - \beta x \sim N(0,1)$  durumunda hata teriminin durağanlık mertebesi  $I(0)$  olacaktır. Bu duruma ilişkin temel hipotez;

$H_0$ : e, birim köke sahiptir, dolayısıyla x ve y kointegre değildir,

şeklinde belirlenerek, x ve y arasında kointegre ilişkisi olduğu yönündeki alternatif hipoteze karşı sınıranır (Maddala,1992:598).

Eğer ikiden fazla sayıda değişken arasında uzun dönem ilişkisi araştırılıyorsa, Engle-Granger yöntemi, işleyişinde birtakım güçlükler ve eksiklikler barındırmaktadır. Bu eksiklikleri gidermek üzere (Johansen,1988), (Stock ve Watson, 1988) ve (Johansen ve Juselius,1990), 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:

$$X_t = \Pi_1 X_{t-1} + \dots + \Pi_k X_{t-k} + e_t, t = 1, 2, \dots, \quad (2.2)$$

Burada X, geçmiş değerleri ile ifade edilen değişkenler vektörünü simgelemektedir. Bu gösterim, değişkenlerin VAR modeli ile geçmiş dönem değerleri ile ifade edilmesidir. Modeli hareketli ortalama gösterimi ile ifade ettiğimizde, aşağıdaki eşitliğe ulaşılır.

$$A(e) = I - \Pi_1 e - \dots - \Pi_k e_k \quad (2.3)$$

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.

$$A(e) \Big|_{e=1} = \Pi = I - \Pi_1 - \dots - \Pi_k, \quad (2.4)$$

$$\Pi = \alpha \beta'$$

$\Pi$  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.

**Kointegrasyon (Eşbütünleşme) Yöntemi**'nin uygulanabilmesi için serilerin aynı mertebeden durağan olmaları gerekmekte, düzeyde durağan seriler için ise **Standart VAR Yöntemi** uygulanmaktadır. Oysa ele alınan değişkenlerin durağanlık mertebeleri farklı olduğunda ise yöntem geçersiz kalmaktadır.

Değişkenlerin aynı mertebeden durağan olmayıp, bazılarının birinci fark, bazılarının ise düzeyde durağan olmaları durumunda kointegrasyon yöntemi kullanılamamaktadır. Sözü edilen güçlüğü bertaraf etmek üzere (Pesaran ve Shin, 1997) tarafından ortaya konan **ARDL (Autoregressive Distributed Lag) Yöntemi**, sistemde yer alan değişkenlerin birim kök içerip içermedikleri bilgisine gerek kalmadan kullanılan bir yöntemdir. **Sınır (Bound) Testi** olarak da bilinen yöntem, değişkenlerin bazılarının düzey, bazılarının birinci mertebeden durağan olmaları durumunda kullanılmakta ve (Engle ve Granger, 1987)'in ortaya koyduğu yöntemle benzer şekilde iki aşamada uygulanmaktadır. İlk aşamada değişkenlerin farklarına ilişkin gecikmelere ve düzey değerlerinin ilk gecikmeli değerlerine yer verilmekte, ayrıca, standart F testi ile bu eşitlikte uzun dönem ilişkinin varlığı test edilmektedir.

ARDL modelini, ele aldığımız değişkenler açısından oluşturursak, aşağıdaki eşitliğe ulaşırız:

$$\Delta y_t = \alpha + \sum_{i=1}^m \beta_1 \Delta y_{t-i} + \sum_{i=1}^m \beta_2 \Delta x_{1t-i} + \beta_3 y_{t-1} + \beta_4 x_{t-1} + e_t \quad (2.5)$$

(2.5) eşitliğinde sınanacak temel hipotez;  $H_0 : \beta_3 = \beta_4 = 0$  şeklindedir. Serilerin bütünü için AIC ve SC kriterlerinin gözetilmesiyle bulunacak gecikme seviyesinin (m) ele alınması ile oluşturulan modelde, otokorelasyonun olmadığı kararına varıldıktan sonra, ilgili hipotezin test edileceği kritik değerler, (Pesaran, 2001) tarafından verilmiştir. Sabit ve deterministik trendin varlığına ve gerek sabit gerekse trend üzerine konulan kısıtlamalara göre farklı tablo değerleri kullanılmaktadır. Hesaplanan F istatistiği, kritik alt ve üst değerlerin üzerinde ise

seriler arasında uzun dönemli ilişkinin varlığına, alt limit değerinin altında ise uzun dönemli ilişkinin yokluğuna karar verilmektedir. Şayet hesaplanan istatistik, iki değer arasında kalıyor ise, bir karara varılamamaktadır.

Değişkenler arasında uzun dönemli ilişkinin varlığına karar verilirse, uzun ve kısa dönem parametreleri hesaplanmakta ve yorumlanmaktadır.

Uzun dönemli ilişki;

$$y_t = \alpha + \sum_{i=1}^m \beta_1 y_{t-i} + \sum_{i=1}^m \beta_2 x_t + e_1 \quad (2.6)$$

eşitliği ile elde edilmektedir. İlgili gecikme yapıları, Granger nedensellik testinde yapıldığı gibi, önce bağımlı değişken için AIC ve SC kriterlerine göre saptanacak uygun gecikmenin ardından diğer bağımsız değişkenlerin sırayla regresyona kendi gecikmeleri ile koşulması sonucu bulunmaktadır. Bu şekilde her değişken için ayrı gecikme yapısı kullanılabilir.

Ardından kısa dönemli ilişki tahmin edilirken, uzun dönem ilişkisinden elde edilen hata teriminin bir dönem gecikmeli değeri kullanılmaktadır.

$$\Delta y_t = \alpha + \sum_{i=1}^m \beta_1 \Delta y_{t-i} + \sum_{i=1}^m \beta_2 \Delta x_{t-i} + \beta_3 e_{1,t-1} + e_2 \quad (2.7)$$

(2.7) eşitliğinde, uzun dönem eşitliğinden elde edilen ve kısa dönemdeki dengesizliğin ne kadarının uzun dönemde giderileceğini ifade eden hata teriminin gecikmeli değerine ilişkin katsayısının istatistiki olarak anlamlı ve negatif olması beklenir.

Çalışmada ARDL modeli için kullanılan veriler 1980-2005 dönemine ilişkin yıllık verilerdir. Modelde kullanılacak değişkenler, yaşam beklentisi (life expectancy) (X1), reel GSMH (X2), sağlık harcamalarının GSMH içindeki payı (X3)'tür. Veriler Human Development Report (2001, 2004), Türkiye Cumhuriyet Merkez Bankası, Devlet Planlama Teşkilatı internet adreslerinden temin edilmiştir.

### 3. Ampirik Sonuçlar

Analiz üç adımdan oluşmaktadır. İlk önce yaşam beklentisi (life expectancy) ile GSMH arasındaki ilişki, ardından yaşam beklentisi ve sağlık harcamaları arasındaki ilişki ve son olarak GSMH ile sağlık harcamaları arasındaki uzun dönemli ilişki araştırılacaktır.

#### 3.1. Yaşam Beklentisi ve GSMH Arasındaki İlişki

Sınır testinin uygulanmasında ilk adım, değişkenler için ortak gecikme uzunluğunun belirlenmesidir. Bu amaçla kullanılan kritik değerler, Akaike ve Schwarz Bilgi Kriteri (AIC ve SC)'dir. Uygun gecikmenin tespitinin ardından, ilgili gecikmede otokorelasyon sorununun bulunmaması da gereklidir.

**Tablo 1: Sınır Testi İçin Gecikme Sayısının Tespiti**

| m(gecikme) | AIC      | SC       |
|------------|----------|----------|
| 1          | 20.2539* | 20.5484* |
| 2          | 20.3747  | 20.7697  |
| 3          | 20.4694  | 20.9653  |
| 4          | 20.5482  | 21.1451  |

\*En düşük AIC ve SC değerleri birinci gecikmede elde edilmiştir. İlgili gecikmede Breusch-Godfrey LM testinin değeri 2.3615,

$\chi^2$  kritik değerden küçük olduğu için, otokorelasyon olmadığı kararına varılmıştır.

ARDL modelinin tahmininde kullanılacak gecikmeye ve bu gecikmede otokorelasyon olmadığına karar verildikten sonra, seriler arasında uzun dönemli ilişkinin varlığını araştırmak üzere F testi istatistiğine başvurulmaktadır. (2.5) eşitliğinde  $\beta_3 = \beta_4 = 0$  hipotezi sınanarak, uzun dönemli ilişkinin mevcut olup olmadığına karar verilecektir.

**Tablo 2: F İstatistiğinin Kritik Değerlerle Karşılaştırılması**

| k | F İstatistiği | Kritik Değerler |           |
|---|---------------|-----------------|-----------|
|   |               | Alt Sınır       | Üst Sınır |
| 1 | 7.47          | 6.56            | 7.30      |

k, modelde yer alan bağımsız değişken sayısıdır. Kritik değerler Pesaran vd. (2001) Tablo C1.v:Case V'den alınan %5 hata payına ilişkin değerlerdir.

Hesaplanan F istatistiği üst kritik değerinin üstünde yer aldığı için, seriler arasında uzun dönemli ilişkinin olduğu sonucuna ulaşılmıştır.

### 3.1.1. Uzun Dönemli İlişki

Uzun dönemli ilişkiyi araştırmak üzere kullanılacak model (2.2) eşitliğidir. Modelde sadece uzun dönem katsayılarına yer verilmekte ve katsayıların anlamlılığı incelenmektedir. Modelin tahmininden elde edilen sonuçlar aşağıdaki gibidir:

**Tablo 3:ARDL (1,1) Modeli sonuçları ve Uzun Dönem Katsayıları**

| <b>Bağımlı değişken x2 (GSMH)</b> |                |                                    |
|-----------------------------------|----------------|------------------------------------|
| <b>Değişkenler</b>                | <b>Katsayı</b> | <b>t istatistiği (p olasılığı)</b> |
| X2(-1)                            | 0.49093        | 2.3973[.026]                       |
| X1                                | 7.3978         | 4.5002[.000]                       |
| X1(-1)                            | -7.1765        | -3.7944[.001]                      |
| C                                 | 1.9826         | 1.5734[.131]                       |
| T                                 | 0.0093806      | 4.1177[.001]                       |
| <b>Uzun Dönem Katsayıları</b>     |                |                                    |
| X1                                | 0.43479        | 0.22487[.824]                      |
| C                                 | 3.8945         | 1.1256 [.274]                      |
| Trend                             | 0.018427       | 3.7456 [.001]                      |

$R^2 = 0.98815$ , Düzeltmiş  $R^2 = 0.98578$ ,  
 DW istatistiği = 2.0462, F istatistiği = 416,9946  
 Breusch-Godfrey Otokorelasyon Test İstatistiği(1) = 0.36346(0.554),  
 Jarque-Bera Normallik Testi (1) =1.1806(0.554),  
 WhiteHeteroskedastisite Testi (1)= 2.5765(0.122)  
 \*Parantez içindeki değerler, istatistiklere ilişkin olasılık değerlerini ifade etmektedir.

Tablo 3'de verilen uzun dönem katsayıları incelendiğinde, doğuşta yaşam beklentisinin, GSMH üzerinde etkisi pozitif, ancak istatistik olarak anlamlı gözükmemektedir.

Uzun dönemli ilişki incelendikten sonra, seriler arasında kısa dönemli ilişki gözlenecektir.

### 3.1.2. Kısa Dönemli İlişki

(2.6) eşitliğinden elde edilen hata düzeltme katsayısı (uzun dönem ilişkisinden elde edilen hata terimleri serisinin bir dönem gecikmeli değeri) anlamlılığı, kısa dönemdeki dengesizliğin ne kadarının uzun dönemde düzeltileceğini gösterir. Bu katsayının işaretinin negatif ve istatistik olarak anlamlı olması beklenir. Kısa dönemli analizden elde edilen sonuçlar Tablo 4'deki gibidir:

**Tablo 4: ARDL (1,1) Yaklaşımına Dayalı Hata Düzeltme Modeli Sonuçları**

| Değişkenler | Katsayı   | t istatistiği (p olasılığı) |
|-------------|-----------|-----------------------------|
| dX1         | 7.3978    | 4.5002[.000]                |
| dC          | 1.9826    | 1.5734[.131]                |
| dT          | 0.0093806 | 4.1177[.000]                |
| ecm(-1)     | -0.50907  | -2.4859[.021]               |

$R^2 = 0,60710$ , Düzeltilmiş  $R^2 = 0,52852$   
*F istatistiği (p olasılığı) = 10.3012[.000]*  
*DW istatistiği = 2.0462*

Tablo 4'den elde edilen sonuçlara göre, hata düzeltme katsayısının değeri negatif ve istatistiki olarak anlamlıdır. Kısa dönemle uzun dönem arasındaki dengesizlik 1 dönem sonunda yaklaşık %50 oranında giderilecektir. Doğuşta yaşam beklentisi ile GSMH arasındaki ilişki pozitif ve anlamlı olarak elde edilmiştir. Bağımlı değişkene göre normalleştirme neticesinde elde edilen sonuçlar aşağıdaki gibidir:

$$X_2 = 3.8945 * C + 0.018427 * T + 0.43479 * X_1 \quad (3.1)$$

Eşitliğe göre, doğuşta yaşam beklentisinde sağlanacak %1'lik gelişme, GSMH değişkenini %0.43'lük bir artış yaratacaktır.

### 3.2. Doğuşta Yaşam Beklentisi ve Sağlık Harcamaları Arasındaki İlişki

Sağlık harcamalarının GSMH içindeki payı ile doğuşta yaşam beklentisi arasındaki uzun dönemli ilişkinin incelenmesi amacıyla, öncelikle seriler için uygun gecikme belirlenecektir. Bu çerçevede AIC ve SC değerleri kullanılacaktır.

**Tablo 5: Sınır Testi İçin Gecikme Sayısının Tespiti**

| m(gecikme) | AIC     | SC      |
|------------|---------|---------|
| 1          | -10.26  | -9.97   |
| 2          | -10.44  | -10.04  |
| 3          | -10.90  | -10.41  |
| 4          | -11.00* | -10.41* |

\*En düşük AIC ve SC değerleri dördüncü gecikmede elde edilmiştir. İlgili gecikmede Breusch-Godfrey LM testinin değeri 1.8243,

$\chi^2$  kritik değerden küçük olduğu için,

otokorelasyon olmadığı kararına varılmıştır.

ARDL modelinin tahmininde kullanılacak gecikmeye ve bu gecikmede otokorelasyon olmadığına karar verildikten sonra, seriler arasında uzun dönemli ilişkinin varlığını araştırmak üzere F istatistiğine başvurulmaktadır. (2.5) eşitliğinde  $\beta_3 = \beta_4 = 0$  hipotezi sınanarak, uzun dönemli ilişkinin mevcut olup olmadığına karar verilecektir.

**Tablo 6: F İstatistiğinin Kritik Değerlerle Karşılaştırılması**

| k | F İstatistiği | Kritik Değerler |           |
|---|---------------|-----------------|-----------|
|   |               | Alt Sınır       | Üst Sınır |
| 1 | 68.61         | 6.56            | 7.30      |

k, modelde yer alan bağımsız değişken sayısıdır. Kritik değerler (Pesaran vd.,2001) Tablo C1.v:Case V'den %5 hata payına ilişkin değerlerdir.

Hesaplanan F istatistiği üst kritik değerinin üstünde yer aldığı için, seriler arasında uzun dönemli ilişkinin olduğu sonucuna ulaşılmıştır.



### 3.2.1. Uzun Dönemli İlişki

Uzun dönemli ilişkiyi araştırmak üzere kullanılan modelin tahmininden elde edilen sonuçlar aşağıdaki gibidir:

**Tablo 7: ARDL (1,4) Modeli sonuçları ve Uzun Dönem Katsayıları**

| <b>Bağımlı değişken x1 (doğuşta yaşam beklentisi)</b> |                |                                    |
|---|----------------|------------------------------------|
| <b>Değişkenler</b>                                    | <b>Katsayı</b> | <b>t istatistiği (p olasılığı)</b> |
| X1(-1)  | 0.83501        | 45.7654 [.000]                     |
| X3  | 0.0044514      | 8.6744 [.000]                      |
| X3(-1)  | -0.0033917     | -4.8811 [.000]                     |
| X3(-2)  | 0.5899E-3      | 0.90017 [.382]                     |
| X3(-3)  | 0.8003E-3      | 1.1446 [.270]                      |
| X3(-4)  | 0.0017786      | 2.8805 [.011]                      |
| C   | 0.28836        | 9.0357 [.000]                      |
| <b>Uzun Dönem Katsayıları</b>                         |                |                                    |
| X3  | 0.025628       | 7.9646 [.000]                      |
| C   | 1.7478         | 157.1929 [.000]                    |

$R^2 = 0.99641$ , Düzeltilmiş  $R^2 = 0.9949$ ,  
 DW istatistiği = 1,9050, F istatistiği = 694.2488 [.000]  
 Breusch-Godfrey Otokorelasyon Test İstatistiği = .092294 [.761],  
 Jarque-Bera Normallik Testi (1) = .11596 [.944],  
 White Heteroskedastisite Testi (1) = 5.0259 [.025]  
 \*Parantez içindeki değerler, istatistiklere ilişkin olasılık değerlerini ifade etmektedir.

Tablo 7’de verilen uzun dönem katsayıları incelendiğinde, sağlık harcamalarının GSMH içindeki payı, yaşam beklentisi üzerinde uzun dönemde pozitif ve anlamlı bir etkiye sahiptir. Uzun dönemli ilişki incelendikten sonra, seriler arasında kısa dönemli ilişki gözlenecektir.

### 3.2.2. Kısa Dönemli İlişki

Seriler arasındaki kısa dönemli ilişkiye ilişkin sonuçlar Tablo 8’de yer almaktadır.

**Tablo 8: ARDL (1,4) Yaklaşımına Dayalı Hata Düzeltme Modeli Sonuçları**

| <b>Değişkenler</b> | <b>Katsayı</b> | <b>t istatistiği (p olasılığı)</b> |
|--------------------|----------------|------------------------------------|
| dX3                | 0.0044514      | 8.6744 [.000]                      |
| dX3(-1)            | -0.0031687     | -5.4650 [.000]                     |
| dX3(-2)            | -0.0025788     | -3.9805 [.001]                     |
| dX3(-3)            | -0.0017786     | -2.8805 [.011]                     |
| dC                 | 0.28836        | 9.0357 [.000]                      |
| ecm(-1)            | -0.16499       | -9.0427 [.000]                     |

$R^2 = 0.91132$ , Düzeltilmiş  $R^2 = 0.87585$   
 F istatistiği (p olasılığı) = 30.8293 [.000]  
 DW istatistiği = 1.9050

Hata düzeltme katsayısı negatif ve anlamlıdır. Bu sonuca göre, kısa dönem ile uzun dönem arasındaki dengesizlik bir dönem sonunda %16 oranında giderilecektir.

Bağımlı değişkene göre normalleştirme neticesinde elde edilen sonuçlar aşağıdaki gibidir:

$$X1= 1.7478*C +0.025628*X3 \quad (3.2)$$

(3.2) eşitliğine göre, sağlık harcamalarının GSMH içindeki payı 1 birim artarsa, doğuşta yaşam beklentisi % 0.257 kadar artacaktır.

### 3.3. Sağlık Harcamaları ile GSMH Arasındaki İlişki

Bu bölümde büyüme oranı ile sağlık alanında yapılan harcamalar arasındaki ilişki, bu ilişkinin yönü ve ilişkinin uzun dönemli olup olmadığı incelenmektedir.

**Tablo 9: Sınır Testi İçin Gecikme Sayısının Tespiti**

| m(gecikme) | AIC     | SC      |
|------------|---------|---------|
| 1          | 0.6358* | 0.9794* |
| 2          | 0.701   | 1.149   |
| 3          | 0.731   | 1.270   |
| 4          | 0.950   | 1.607   |

*\*En düşük AIC ve SC değerleri birinci gecikmede elde edilmiştir. Breusch-Godfrey testi 1.099(02944) olarak elde edilmiştir.*

ARDL modelinin tahmininde kullanılacak gecikmeye ve bu gecikmede otokorelasyon olmadığına karar verildikten sonra, seriler arasında uzun dönemli ilişkinin varlığını araştırmak üzere F istatistiğine başvurulmaktadır.

**Tablo 10: F İstatistiğinin Kritik Değerlerle Karşılaştırılması**

| k | F İstatistiği | Kritik Değerler |           |
|---|---------------|-----------------|-----------|
|   |               | Alt Sınır       | Üst Sınır |
| 1 | 8.8           | 6.56            | 7.30      |

*k, modelde yer alan bağımsız değişken sayısıdır. Kritik değerler Pesaran vd. (2001) Tablo C1.v:Case V'den %5 hata payına ilişkin değerlerdir.*

Hesaplanan F istatistiği üst kritik değerinin üstünde yer aldığı için, seriler arasında uzun dönemli ilişkinin olduğu sonucuna ulaşılmıştır.

#### 3.3.1. Uzun Dönemli İlişki

Uzun dönemli ilişkiyi araştırmak üzere kullanılan modelin tahmininden elde edilen sonuçlar aşağıdaki gibidir:

**Tablo 11:ARDL (1,0) Modeli sonuçları ve Uzun Dönem Katsayıları**

| <b>Bağımlı değişken x3(sağlık harcamaları)</b> |                |                                    |
|--|----------------|------------------------------------|
| <b>Değişkenler</b>                             | <b>Katsayı</b> | <b>t istatistiği (p olasılığı)</b> |
| X3(-1)   | .57788         | 5.1676[.000]                       |
| X2   | 11.6201        | 4.6993[.000]                       |
| C  | -53.4400       | -4.6124[.000]                      |
| T  | -.19212        | -4.5170[.000]                      |
| <b>Uzun Dönem Katsayıları</b>                  |                |                                    |
| X2   | 27.5277        | 3.3250[.003]                       |
| C  | -126.5981      | -3.2411[.004]                      |
| T  | -.45514        | -3.2396[.004]                      |

$R^2 = 0.75167$ , Düzeltilmiş  $R^2 = 0.71619$ ,  
 DW istatistiği = 1,7094, F istatistiği =21.188[0.000]  
 Breusch-Godfrey Otokorelasyon Test İstatistiği =.67212[0.412],  
 Jarque-Bera Normallik Testi (1) =1.0876[.581],  
 WhiteHeteroskedastisite Testi (1)= 0.26320[.6081]  
 \*Parantez içindeki değerler, istatistiklere ilişkin olasılık değerlerini ifade etmektedir.

Tablo 11’de verilen uzun dönem katsayıları incelendiğinde, GSMH sağlık harcamaları üzerinde uzun dönemde pozitif ve anlamlı bir etkiye sahiptir.

Uzun dönemli ilişki incelendikten sonra, seriler arasında kısa dönemli ilişki gözlenecektir.

### 3.3.2. Kısa Dönemli İlişki

Seriler arasındaki kısa dönemli ilişkiye ilişkin sonuçlar Tablo 12’de yer almaktadır.

**Tablo 12: ARDL (1,0) Yaklaşımına Dayalı Hata Düzeltme Modeli Sonuçları**

| <b>Değişkenler</b> | <b>Katsayı</b> | <b>t istatistiği (p olasılığı)</b> |
|--------------------|----------------|------------------------------------|
| dX2                | 11.6201        | 4.6993[.000]                       |
| dC                 | -53.4400       | -4.6124[.000]                      |
| dT                 | -.19212        | -4.5170[.000]                      |
| ecm(-1)            | -.42212        | -3.7748[.001]                      |

$R^2 = 0.58835$ , Düzeltilmiş  $R^2 = 0.52955$   
 F istatistiği (p olasılığı) = 10.0049[.000]  
 DW istatistiği = 1.7094

Hata düzeltme katsayısı negatif ve anlamlıdır. Bu sonuca göre, kısa dönem ile uzun dönem arasındaki dengesizlik bir dönem sonunda % 42 oranında giderilecektir.

Bağımlı değişkene göre normalleştirme neticesinde elde edilen sonuçlar aşağıdaki gibidir:

$$X3 = 126.5981 * C + 0.45514 * T + 27.5277 * X2 \quad (3.3)$$

(3.3) eşitliğine göre, GSMH’da sağlanacak %1’lik artış, sağlık harcamalarında 0.2752 birim kadar bir artış yaratacaktır.

## **SONUÇ**

Çalışmadan elde edilen bulgulara göre, sağlık harcamalarından yaşam beklentisine, yaşam beklentisinden büyümeye ve büyümeden sağlık harcamalarına doğru uzun dönemli ilişki gözlenmektedir.

Sağlık alanındaki iyileşmenin ortalama yaşam süresinin ve dolayısıyla gelir düzeyinin artmasına yol açması, politika yapıcıların göz önüne alması gereken bir gelişmedir. Bu çerçevede, bebek ve çocuk ölüm oranının düşürülmesi, kişi başına düşen sağlık hizmetlerinin miktar ve kalite açısından iyileştirilmesine dönük politikalar uygulanmalıdır. Bu tür politikalar, beşeri sermaye gücünü pozitif yönde etkiler. Beşeri sermaye gücünde pozitif gelişmeler, ekonomide genel verimlilik düzeyinin yükselmesine katkı sağlayarak uzun dönem büyüme performansını artırır.

### **Kaynakça:**

- Bhargava, A., Jamison, D. T., Lau, L ve Murray, C.J.L. (2001), "Modeling the Effects of Health on Economic Growth", **Journal of Health Economics**, 423 – 40.
- Bloom, D.E., Canning, D. ve Sevilla, J.(2001), "The Effect of Health on Economic Growth: Theory and Evidence", **NBER Working Paper Series**, No. 8587, 1-26.
- Bloom D. E. and Canning D. (1999), "The Health and Wealth of Nations", **Science**, 287, (5456), 2000), 1207-09.
- Boucekkine, R., Croix. D. de la ve Licandro O. (2002), "Vintage Human Capital Demographic Trends and Endogenous Growth", **Journal of Economic Theory**, 104, (2), 340-75.
- Climent, A.C. ve Doménech, R. (2006), "Human Capital Inequality Life Expectancy and Economic Growth", **Institute of International Economics, University of Valencia Working Papers**, No:0604, 1-31.
- Chakraborty, S. (2004), "Endogeneous Lifetime and Economic Growth", **Journal of Economic Theory**, 116, 119- 37.
- de la Croix D. and Licandro, Omar (1999), "Life Expectancy and Endogenous Growth", **Economics Letters**, 65, 255-63.
- Dickey, D.A. and Fuller, W.A. (1979), "Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root", **Journal of American Statistical Association**, 74, 427-431.
- Dickey, D.A. and Fuller, W.A. (1981), "Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series Analysis with a Unit Root", **Econometrica**, 49,1057-1072.
- Engle R.F., Granger C.W.J. (1987):"Co-Integration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing", **Econometrica** , 55, (2), 251-276.
- Echevarría, C.A. (2004), "Life Expectancy, Schooling Time, Retirement, and Growth", **Economic Inquiry**, 42, (4), 602 -17.
- Granger, C.W.J.(1981), "Some Properties of Time Series Data and Their Use in Econometric Model Specification", **Journal of Econometrics**, 16, 121-130.
- Granger, C.W.J., Hyung, N. and Jeon, Y. (2001), "Spurious Regressions with Stationary Series", **Applied Economics**, 33, 899-904.
- Granger, C.W.J. and Newbold, P.(1974), "Spurious Regressions in Economics", **Journal of Econometrics**, 2, 111-20.
- Johansen, S.(1988):"Statistical Analysis of Cointegration Vectors", **Journal of Economic Dynamics and Control**, 12, 231-254.
- Johansen S. and 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 Investment and Economic Growth", **Journal of Development Economics**, 62, 1-23.
- Maddala, G.S. (1992),**Introduction to Econometrics**, Macmillan Publishing Company, New York.
- Mayer, D. (2001), "The Long-Term Impact of Health on Economic Growth in Latin America", **World Development**, 29, (6), 1025-33.
- McDonald, S. ve Roberts, J. (2002), "Growth and Multiple Forms of Human Capital in an Augmented Solow Model: A Panel Data Investigation", **Economics Letters**, 74, 271-276.
- Morand, O.F. (2004), "Economic Growth Longevity and the Epidemiological Transition", **The European Journal of Health and Economics**, 5, (2), 166 – 74.
- Pesaran, H.M., Shin Y. ve Smith R.J. (2001):"Bounds Testing Approach to the Analysis of Level Relationships", **Journal of Applied Econometrics** ,16, (3), 289-326.
- Pesaran, H.M., Shin Y. (1995):"An Autoregressive Distributed Lag Modelling Approach to Cointegration Analysis", DAE Working Paper, No:9514, Department of Applied Economics, University of Cambridge.
- Phillips, P., C., B. and Peron, P. (1988), "Testing for a Unit Root in Time Series Regression", **Biometrika**, 75, (2), 335-346.

Stock, J. H. and Watson, M. W. (1988), “Testing for Common Trends”, **Journal of the American Statistical Association**, 83,.1097-1107.

Scheffler, R.M. (2004), “Health Expenditure and Economic Growth: An International Perspective”, **Occasional Papers on Globalization**, 1, (10), University of South Florida, 1 – 9.

Tabata, K. (2005), “Population Aging, the Costs of Health Care for the Elderly and Growth”, **Journal of Macroeconomics**, 27, (3), 472-93.

Zhang, J. ve Zhang, J. (2005), “The Effect of Life Expectancy on Fertility, Saving, Schooling and Economic Growth: Theory and Evidence”, **Scandinavian Journal of Economics**, 107, (1), 45-66.

Zhang, J. ve Zhang, J. and Lee, R. (2003), “Rising Longevity Education Savings and Growth”, **Journal of Development Economics**, 70, 83-10.