



TÜRKİYE’DE YAŞAM BEKLENTİSİ TASARRUF İLİŞKİSİ: ARDL SINIR TESTİ YAKLAŞIMI

Hakan KAYA*

Halil KETE**

Mehmet Sadık AYDIN***

Öz

Yaşam beklentisinin uzunluğunda yıllar içerisinde meydana gelen artış, insanların daha uzun ve sağlıklı bir ömür geçirmelerini sağlamanın yanı sıra, uzun dönemde iktisadi büyüme ve gelişmenin en önemli ölçütü haline gelmiştir. Çalışmada 1980-2015 dönemi için Türkiye’de yaşam beklentisindeki artışın tasarruflar üzerine etkisi ARDL yöntemi ile kısa ve uzun dönem açısından incelenmiştir. Elde edilen bulgulara göre, bir taraftan yaşam beklentisindeki artış orta yaş dönemindeki hane halklarının emeklilik dönemine ulaşma olasılığı artarak aktif çalışan nüfusun çalışma süresini uzatacak ve toplam tasarruflar üzerinde pozitif etki yaratacakken diğer taraftan ise bağımlı nüfus oranını artırarak uzun dönemde toplam tasarrufları negatif olarak etkileyecektir.

Anahtar Kelimeler: Yaşam Beklentisi, Beşeri Sermaye, Yurtiçi Tasarruf Oranı, ARDL Sınır Testi
Jel Kod: E21, E23, D14

THE RELATIONSHIP BETWEEN LIFE EXPECTATION AND SAVINGS IN TURKEY: ARDL BOUND TEST APPROACH

Abstract

The increase in the length of life expectancy over the years has become the most important measure of economic growth and development in the long run, as well as enabling people to live longer and healthier lives. In the study, the effect of the increase in life expectancy in Turkey for the period 1980-2015 on the savings was examined in terms of short and long term with the ARDL method. According to the findings, the increase in expectation of life from one side will increase the probability of reaching the retirement period of middle age households, which prolongs to the working period of active working population and have a positive effect on total savings, but on the other hand, while increasing the proportion of dependent population from the other side and affect total savings negatively in the long run.

Keywords: Life Expectancy, Human Capital, Domestic Savings Rate, ARDL Bound Test
Jel Codes: E21, E23, D14

1. Giriş

Günümüzde yaşam beklentisinin yükseltilmesi en önemli toplumsal hedeflerden birisidir. Özellikle gelişmekte olan ülkeler gelişmiş ülkelere kıyasla yaşam beklentisinin artırılması hususunda daha fazla hassasiyet göstermektedir (Barro ve Sala-i-Martin, 2003). 1960’lardan günümüze kadar birçok gelişmekte olan ülkede yüksek doğum oranlarının yerine yaşam beklentisinin yükseltilmesine yönelik atılan adımlar da bu durumu destekler niteliktedir (Zhang ve Zhang, 2005: 45-66). Bu nedenle yaşam beklentisinin uzunluğunda yıllar içerisinde meydana gelen artış, insanların daha uzun ve sağlıklı bir ömür geçirmelerini sağlamanın yanı sıra, uzun dönemde iktisadi büyüme ve gelişmenin en önemli ölçütü haline gelmiştir.

* Araştırma Görevlisi, Marmara Üniversitesi, İktisat Fakültesi, İktisat Bölümü, hakan.kaya@marmara.edu.tr

** Araştırma Görevlisi, Marmara Üniversitesi, İktisat Fakültesi, Maliye Bölümü, halil.kete@marmara.edu.tr

*** Araştırma Görevlisi, Marmara Üniversitesi, İktisat Fakültesi, Maliye Bölümü, sadik.aydin@marmara.edu.tr



Yaşam beklentisindeki artış ile birlikte ülkelerin, büyüme oranları, kişi başına düşen gelir düzeyleri ve eğitim nitelikleri gözle görülebilir ölçüde yükselmişse de (Zhang ve Zhang,2005-45-66), literatürde bu hususta teorik ve ampirik açıdan tam bir görüş birliği bulunmamaktadır. Bu durum ortalama yaşam süresinin kısa ve uzun dönemde ortaya çıkan pozitif ve negatif etkilerinden kaynaklanmaktadır. Kısa dönemde yani üretim faktörlerinin ölçüğe göre sabit olduğu durumda ölüm oranlarındaki azalma, nüfusu arttırarak sermaye-emek oranlarını düşürecek ve nihayetinde kişi başına gelir düzeyi azalacaktır. Uzun dönemde ise, düşük ölüm oranları mevcut kaynakların verimliliğini artırarak (özellikle beşeri sermaye) kişi başına gelir ve iktisadi büyüme üzerinde pozitif bir etki yaratacaktır (Cervellati ve Sunde 2009).

Yaşam süresinin uzaması, ebeveynlerin daha az çocuğa sahip olarak, çocuklarının eğitimine ve kendi eğitimlerine daha fazla yatırım yapabilecekleri miktar-kalite dengelemesini sağlayabilir. Bu durum, doğurganlık ve beşeri sermaye yatırımındaki davranışsal tepkilerin, sermaye-emek oranları ve üretkenlikteki düşüşü telafi edebildiğini göstermektedir (Turan, 2009). Yaşam beklentisindeki artış beşeri sermaye yatırımlarını arttırarak, ekonomik performans üzerinde pozitif bir katkı yaratacaktır. Bu yaklaşımın temeli, yaşam beklentisinde meydana gelecek bir artışın, aktif işgücünün emekliliğe kadar olan çalışma süresini uzatarak, hem tasarruf düzeyini arttıracığı hem de beşeri sermaye yatırımlarının artırımı için gerekli kaynağı oluşturacağı görüşüdür (Yasuhi, 2012).

Diğer taraftan, iktisadi büyüme ve yaşam beklentisi arasındaki doğrusal ilişkiden hareketle iktisadi büyüme, yaşam ve sağlık koşullarını iyileştirerek ortalama yaşam süresini yükseltecek, diğer taraftan yaşam süresinin uzunluğunda meydana gelen artış ise iktisadi etkinliği arttırarak büyüme ve gelir üzerinde pozitif etki yaratacaktır. Yaşam beklentisinin bu pozitif etkisi ise yaşam boyu gelir hipotezi çerçevesinde analiz edilmektedir.

Yaşam boyu gelir hipotezi çerçevesinde, bireylerin bugünkü tüketim harcamaları yalnızca cari gelirin bir fonksiyonu değildir. Tüketiciler borçlanarak da bugünkü gelirlerini ve tüketim harcamalarını arttırabilirler; ancak geleceğe verilen önemin yüksek olduğu toplumlarda, bugün yapılan tasarruf gelecekteki kullanılabilir gelir düzeyini arttıracığından, bireyler tüm tüketim-tasarruf kararlarında yaşamayı umdukları ömür boyunca elde edecekleri gelir düzeyini veri olarak alırlar. Toplumun bugünkü tüketiminden vazgeçerek ne kadar tasarruf ettiği diğer bir deyişle geleceğe ne kadar önem verdiği, gelecekte yaşlı nüfusun refahının ve gelecekteki büyüme-tüketim oranının belirleyicisi olacaktır. Bu durum aynı zamanda ülkeler arası tasarruf farklılıklarından kaynaklanan gelişmişlik düzeyini de ortaya koymaktadır (Bloom ve diğ.,2003).

Çalışma, yaşam beklentisindeki artışın tasarruflar üzerine etkisini kısa ve uzun dönem açısından ele almaktadır. Bu bağlamda çalışmanın ilk bölümü teorik modelden oluşmaktadır. Hemen ardından literatür taraması ve analiz yöntemi olan ARDL modeli açıklanmıştır. Son kısımda ise analiz sonucu elde edilen bulgular değerlendirilerek sonuç kısmına yer verilmiştir.

2. Teorik Model

Teorik model çerçevesinde ele alınan temsili hane halklarının orta yaş ve yaşlılık(emeklilik) olarak iki dönem yaşadığı kabul edilsin. Hane halkları, gençlik döneminde kullanılabilir gelirleri ancak tüketim harcamalarını karşılamaya yeteceği için borçlanırlar, yaşlılık döneminde ise kullanılabilir gelir düzeyini artırma imkânı olmayacağı için gençlik ve



yaşlılık döneminde temsili hane halkının tasarruf etme ihtimali düşüktür. Bu nedenle hane halkları orta yaş döneminde, hem gençlik döneminden kalan borçlarından kurtulmak hem de yaşlılık döneminde tüketimlerini düzeltirmek için daha fazla tasarruf yapma eğilimindedir. Bu nedenle çalışmada ele alınan nesiller tasarruf eyleminin gerçekleştiği orta yaş ve emeklilik dönemini kapsamaktadır.

İki dönem yaşadığı varsayılan temsili hane halkları, ilk dönemde çalışacak ve q kadarı emeklilik dönemine ulaşacaktır. Geriye kalanlar ise $(1-q)$ bu dönem sonunda ölecektir. Bu yaklaşıma göre q , hem emeklilik yaşına ulaşma olasılığını hem de doğumdan emekliliğe kadar beklenen yaşam süresini temsil etmektedir. Hane halklarının geleceğe dair öngörüsü tam değildir ancak tüm toplum için ortalama bir q değeri tahmin edebilmektedirler (Kinugasa ve Mason, 2004).

Kesişen nesiller teorisine göre tüketicinin optimizasyon problemi, yaşam boyu faydasını maksimize etmektir, buna göre tüketicinin yaşam boyu faydası¹:

$$\max U_t(c_{1t}, c_{2t}) = \frac{c_{1t}^{1-\frac{1}{\sigma}}}{\left(1-\frac{1}{\sigma}\right)} + \delta q_t \frac{c_{2t+1}^{1-\frac{1}{\sigma}}}{\left(1-\frac{1}{\sigma}\right)} \quad (I)$$

olacaktır.

Hane halkları gelirlerini tüketim ve tasarruf arasında bölüşüreceklerinden bütçe kısıtı;

$$c_{1t} = w_t H_t - s_{1t} \text{ ve } c_{2t} = (1+r_{t+1})s_{1t}/q_t \text{ olacaktır.}$$

Hane halklarının yaşam boyu fayda kısıtı toplamı ise $w_t H_t = c_{1t} + \frac{q}{1+r_{t+1}} c_{2t+1}$ olacaktır.

Burada c_{1t} ve c_{2t+1} sırasıyla orta yaş ve emeklilik dönemindeki tüketim düzeylerini ifade etmektedir r_{t+1} terimi tasarruflara uygulanan ve modelde dışsal olarak belirlenen faiz oranını göstermektedir. H_t iş gücünün verimliliğini arttırmaya yönelik beşeri sermaye düzeyidir ve w_t etkin emek gücü başına ücrettir. Dönemler arası indirgeme faktörü δ , $0 < \delta < 1$ arasında değer almakta ve $\sigma > 1$, $\sigma \neq 1$ ise zamanlar arası ikame etkisini göstermektedir Buna göre orta yaş(çalışan) ve emeklilik dönemi tasarrufları için Lagrange fonksiyonunu yazarsak;

$$L = \frac{c_{1t}^{1-\frac{1}{\sigma}}}{\left(1-\frac{1}{\sigma}\right)} + \delta q_t \frac{c_{2t+1}^{1-\frac{1}{\sigma}}}{\left(1-\frac{1}{\sigma}\right)} + \lambda (w_t H_t - c_{1t} - \frac{q_t}{1+r_{t+1}} c_{2t+1}) \text{ olacaktır. } c_{1t} \text{ ve } c_{2t+1} \text{ ye göre türev alır}$$

0'a eşitlersek;

$$\frac{\partial L(c_{1t}, c_{2t})}{\partial c_{1t}} = c_{1t}^{-1/\sigma} - \lambda = 0 \Rightarrow c_{1t} = \lambda^{-\sigma}; \quad \frac{\partial L(c_{1t}, c_{2t})}{\partial c_{2t}} = c_{2t}^{-1/\sigma} = \lambda/(1+r_{t+1})\delta \Rightarrow c_{2t} = \left[\frac{\lambda}{(1+r_{t+1})\delta} \right]^{-\sigma}$$

olacaktır. λ Cinsinden c_{1t} ve c_{2t+1} değerlerini yaşam boyu fayda kısıtında yerine koyarsak;

¹ Tüketicinin optimizasyon problemi için kurulan teorik modelde, Kinugasa ve Mason (2004); Zhang ve Zhang (2005) ve Cervellati ve Sunde (2009)'nin modellerinden yararlanılmıştır.



$\lambda = \frac{[1 + q_t \delta^\sigma (1 + r_{t+1})^{1-\sigma/\sigma}]^{1/\sigma}}{w_t^{1/\sigma} H_t^{1/\sigma}}$ olarak bulunur. λ Değerini kullanarak c_{1t} ve c_{2t+1} tüketim değerleri aşağıdaki gibi hesaplanacaktır;

$$c_{1t} = \frac{(1 + r_{t+1})^{1-\sigma/\sigma} w_t H_t}{q_t \delta^\sigma + (1 + r_{t+1})^{1-\sigma/\sigma}} \text{ ve } c_{2t} = \frac{\delta^\sigma (1 + r_{t+1}) w_t H_t}{q_t \delta^\sigma + (1 + r_{t+1})^{1-\sigma/\sigma}} \quad (II)$$

olacaktır.

$c_{1t} = w_t H_t - s_{1t}$ ve $c_{2t} = (1 + r_{t+1}) s_{1t} / q_t$ bütçe kısıtı denklemlerinden dönemler arası tasarruf düzeyini hesaplırsak; $H_t w_t$ değerleri bir önceki neslin tasarruflarının beşeri sermayeye aktarılma düzeyi ile doğru orantılıdır.

$$s_{1t} = \phi H_t w_t = \frac{q_t \delta^\sigma H_t w_t}{q_t \delta^\sigma + (1 + r_{t+1})^{1-\sigma/\sigma}} \quad (III)$$

$$s_{2t} = -s_{1t-1} = \phi H_{t-1} w_{t-1} = \frac{q_{t-1} \delta^\sigma H_{t-1} w_{t-1}}{q_{t-1} \delta^\sigma + (1 + r_{t+1})^{1-\sigma/\sigma}} \quad (IV)$$

olacaktır. Burada ϕ tasarrufların beşeri sermaye içindeki payıdır. Hesaplanan dönemler arası tasarruf düzeyleri ile II nolu denklemdeki dönemler arası tüketim değerlerini birleştirdiğimizde; Yani; $c_{1t} = w_t H_t - s_{1t}$ denkleminde c_{1t} ve s_{1t} değerlerini yerlerine koyduğumuzda;

$$\phi = \frac{q_t \delta^\sigma + (1 + r_{t+1})^{\sigma-1/\sigma} - q_t \delta^{\sigma^2}}{[q_t \delta^\sigma (1 + r_{t+1})^{\sigma-1/\sigma}]^2} \text{ olarak bulunur. Tasarruf oranı yaşam beklentisi ilişkisine}$$

baktığımızda;

$$\frac{\partial \phi(s_{1t}, s_{2t})}{\partial q_t} = \frac{(1 + r_{t+1})^{1-\sigma/\sigma}}{2[q_t \delta^\sigma + ((1 + r_{t+1})^{1-\sigma/\sigma})]} > 0$$

olacaktır. Bu eşitliğe göre yaşam beklentisindeki artış, orta yaş dönemi tasarruflarını artıracak ve nihayetinde tasarruf düzeyi yükselecektir. Yaşam beklentisinin artmasıyla birlikte orta yaş dönemindeki hane halklarının emeklilik dönemine ulaşma olasılığı(q) artacak ve bir sonraki nesil açısından ϕ üzerine etkisi pozitif olacaktır. Modelde, tasarruf düzeyi, kişinin cari geliri ve iş gücünü arttıracak beşeri sermaye düzeyi ile doğru orantılıdır. İş gücünü arttıracak beşeri sermaye stoku düzeyi beşeri sermaye yatırımlarının bir fonksiyonu olarak tanımlanırsa, $H_t = (\phi_{t-1} h_t) N_{1t}$ olacaktır. Buna göre N_{1t} orta yaş dönemindeki nüfusu yani aktif çalışabilir nüfustur. $t-1$ ve t dönemleri arasında orta yaş grubunda bulunan nüfusun büyüme oranı $\dot{N}_{1t} / N = n_{t-1}$ ve yine aynı dönemde beşeri sermaye artış oranı ise $\dot{H}_{1t} / H = h_{t-1}$ olarak tanımlandığında, orta yaş ve emeklilik döneminde bulunan hane halklarının yaşam boyu geliri; $w_{t-1} H_t N_{1t-1} = w_t H_t N_{1t} / h_t n_t$ olacaktır. H_t ifadesinin değeri yerine konulduğunda ise nihai yaşam boyu gelir $w_{t-1} (\phi_{t-1} h_t) N_{1t-1} = w_t (\phi_{t-1} h_t) N_{1t} / h_t n_t$ biçimine dönüşecektir. ϕ önceki neslin tasarrufa ayırdığı gelir düzeyini, h_{t+1} ise beşeri sermaye düzeyini göstermektedir. Buna göre, miras bırakmanın parasal olarak mümkün olmadığı, mirasın sadece bir sonraki neslin



eğitim harcamalarının finansmanı şeklinde gerçekleştiği durumda bir önceki neslin tasarrufları, kişi başına gelir düzeyi, mevduat faiz oranı ve nihayetinde tasarrufların beşeri sermayeye ayrılma oranı ile doğru, yaşam beklentisindeki artışın bağımlı nüfus oranını arttırmaktan dolayı, nüfus artış hızı ile ters orantılıdır. Ancak; bir önceki neslin yaşam beklentisindeki artışın uzun dönemde beşeri sermaye stokunu artırarak, nihayetinde iş gücünü arttıracak teknoloji düzeyinin gelişmesi, dönemler arası tasarruf ve gelir düzeyini yükseltecektir.

3.Literatür Taraması

Bloom ve diğ. (2003), 1960-1997 dönemleri arasında 68 ülke için yaptıkları çalışmalarında, yaşam beklentisinde meydana gelecek 10 yıllık artışın, tasarruf oranlarını %4,5 arttıracaklarını ileri sürmektedirler. Çalışmaya göre ekonomik büyüme ve tasarruf oranları arasındaki pozitif ilişki çalışabilir nüfus oranı arttığı takdirde yani bağımlı nüfus oranının minimuma indiği durumda geçerli olacaktır. Yazarlara göre, ülkeler bazında bireylerin tasarruf davranışlarında en önemli etkiyi sağlık ve yaşam uzunluğu belirlemektedir. Sağlık ve yaşam uzunluğunda meydana gelecek gelişmeler çalışma süresini uzatarak ekonomik büyüme üzerine pozitif katkı sağlayacaktır.

Bernard ve diğ. (2003), Fransa ekonomisinin makroekonomik değişkenlerini ele alarak kurdukları teorik modelde, yaşam beklentisindeki artışın tasarrufları ancak hane halklarının zamanlar arası tüketimlerini düzleştirmeleri ve ihtiyatlı davranmaları durumunda pozitif yönde etkileyeceğini, riskten kaçınma oranı ve zaman tercihinin ise tasarruf birikim rejimi açısından en önemli nokta olduğunu vurgulamışlardır.

Kinugasa ve Mason (2004), ulusal tasarruf oranları, doğumda ömür beklentileri ve tasarrufu etkileyebilecek diğer değişkenleri 1965-69 yıllarında 76 ülke ve 1995-99 yılları içinde 94 ülke için analiz etmişler ve yaşam süresindeki artışın tasarruflar üzerine pozitif etkide bulunduğunu vurgulamışlardır. Elde ettikleri güçlü ve tutarlı bulgular neticesinde, yaşam beklentisindeki artışın orta yaş dönemi çalışma süresini uzatarak emeklilik dönemi tasarruflarını arttıracaklarını ileri sürmüşlerdir. Yazarlara göre, tarihsel ve dinamik etki bakımından çalışma süresinde meydana gelen artış, hem birey hem de hane halkları açısından değerlendirildiğinde birçok ulusun zenginliğinin başlıca itici gücünü oluşturmaktadır.

Zhang ve Zhang (2005), 1960-1989 dönemine ait verileri kullanarak yaşam beklentisinin doğum, tasarruf, okullaşma ve ekonomik büyüme üzerine etkisini 76 ülke için panel veri analizi ile inceledikleri çalışmalarında, yaşam beklentisindeki artışın, okullaşma ve büyüme üzerinde olumlu, doğum oranı üzerinde ise olumsuz etkiye sahip olduğu sonucuna ulaşmışlardır. Elde ettikleri sonuçlara göre, gelişmekte olan ülkelerin bilhassa 1960'lı yıllardan günümüze birçok gelişmekte olan ülkede yüksek doğum oranlarının yerine yaşam beklentisinin yükseltilmesine yönelik atılan adımların iktisadi büyümeyi pozitif, doğum oranındaki artışların ise negatif yönünde etkileyeceği ileri sürülmüştür.

Li ve diğ.(2006), 1960-2004 yılları için 200 ülke için yaşam beklentisi, nüfus yaş yapısı ve nüfus bağımlılık oranının tasarruflar üzerine etkisini panel veri analiziyle inceledikleri çalışmalarında, tasarruf oranının yaş ya da yaşlı nüfus bağımlılığı derecesine göre ülkeler arasında farklılık gösterdiği, kişi başına gelir düzeyi ve tasarruf arasındaki ilişki ülkeler açısından karşılaştırıldığında ise, kişi başına düşen gelir arttıkça bu gelirin tasarruftan ziyade tüketime ayrıldığı, hatta gelir düzeyindeki artış ve doğum oranları arasındaki doğrusal ilişki, tasarrufların artmasını engel olduğu sonucuna ulaşmışlardır.

Turan (2009), yaşam beklentisindeki değişimi eğitim ve işgücü arzı açısından analiz ettiği çalışmada, yaşam beklentisi, eğitim ve işgücü arzı arasında genel olarak pozitif ilişkinin



varlığını ortaya koymuştur. 1987-2007 dönemleri için 28 sahra altı Afrika ülkesinin incelendiği çalışmada Turan, yaşam beklentisindeki artışın doğum, eğitim ve işgücüne katılım oranları yoluyla ekonomik büyüme düzeyini arttırmasına rağmen etkisinin çok sınırlı kaldığını vurgulamaktadır.

Cervellati ve Sunde (2009), 1940-1980 ve 1940-2000 yıllarını kapsayan ve yaşam beklentisinin ekonomik büyüme üzerindeki nedensellik ilişkisini demografik dönüşüm üzerinden ele aldıkları çalışmalarında, bireylerin tek tek eğitim ve doğum(çocuk sahibi olma) kararlarının yaşamayı umdukları zamansal sürece dayandığını ve nihayetinde toplumun yaşam beklentisindeki değişimin demografik dönüşümü etkilediğini vurgulamışlardır. Çalışmada ulaşılan sonuçlara göre, yaşam beklentisini arttırmaya yönelik çalışmalar, demografik dönüşümü hızlandıran en önemli araçtır. Çalışmada, ilk geçiş ülkeleri olarak adlandırılan ve 1940-1980 dönemini kapsayan dönemde, yaşam beklentisindeki artışın nüfus oranını artırdığı ancak bu ülkelerde eğitime 2000’li yıllara kadar fazla önem verilmemesinden dolayı beşeri sermaye birikiminin çok az miktarda arttığı ve bu nedenle kişi başına gelir düzeyinin düşük olduğu; diğer taraftan, sonraki geçiş ülkeleri olarak adlandırılan ülkelerde ise, yaşam beklentisindeki artışın düşük nüfus artışına, yüksek beşeri sermaye birikimine ve yüksek kişi başı gelir düzeyine sahip oldukları sonucuna ulaşılmıştır.

Nardi ve diğ. (2009), 1995-2002 dönemlerine ait verilerle yaşam beklentisi tasarruf ilişkisini, kişinin yaşamayı umduğu yaşam süresinin belirlediği sonucuna ulaşmışlardır. Çalışmaya göre, kişinin yaşam beklentisinin tasarruflar üzerinde çok yüksek etkisi olduğu ileri sürülmektedir. Diğer taraftan yaşlandıkça sağlık harcamalarının artacak olması ve bunun bilincinde olan bireyler ya da hane halklarının yaşam beklentisine göre orta yaş döneminde yani henüz çalışabilir dönemde tasarruf düzeylerini arttıracakları vurgulanmaktadır.

Yasuhi (2012), yaşam beklentisindeki artışın ekonomik büyüme ve gelişme üzerine pozitif etkide bulunduğunu ileri sürmekte ve kurmuş olduğu teorik model çerçevesinde, yaşam beklentisi düzeyinin artmasının, eğitim ve çalışma süresini uzatarak ekonomik büyüme için gerekli kaynak birikimini sağlayacağını vurgulamaktadır. Yasuhi’ye göre özellikle bir önceki neslin artan yaşam beklentisi ile birlikte yüksek beşeri sermaye birikimine sahip olması, sonraki nesiller açısından zamanlar arası ikame etkisini güçlendirerek eğitim yatırımlarının artırılmasını sağlayacak ve nihayetinde yaşam beklentisi ve ekonomik büyüme arasındaki pozitif ilişki kurulacaktır.

Liu ve Hu (2013), 1990-2013 yılları arasında Çin’in 31 bölgesi için panel data analizi hanehalkı tasarruf birikimini Keynesyen hipotez ve kesişen nesiller teorisi çerçevesinde ele aldıkları çalışmalarında, hanehalklarının geleceğe yönelik beklentilerinin tasarruf düzeyi üzerinde etkili olduğunu vurgulamaktadırlar. Çalışmaya göre, hanehalkları gelecekte gelirlerinin artacağını bildiklerinde bu artışı tasarruflar üzerine yansıtılmakta, aksine geleceğe yönelik bir belirsizlik söz konusu olduğunda ise ihtiyat amaçlı olarak tasarrufa yönelmektedirler. Yaşam beklentisindeki artış ise, belirsizliğin süresini öteleyerek gelecekteki tasarruf düzeyinin düşük kalmasına neden olmaktadır.

4.Model ve Veri Seti

Yaşam beklentisinin uzun ve kısa dönemde tasarruflar üzerine etkisini ele alan çalışmada analize konu olan değişkenler, Toplam Tasarruf, Kişi Başına GSYİH düzeyi(KBGSYİH), Bağımlı Nüfus Oranı(BAGNFS), Doğumda Yaşam Beklentisi(LIFED), 65 Yaş Üzeri Yaşam Beklentisi(LIFE65) ve mevduat faiz oranlarını yansıtan MEVFAİZ olarak belirlenmiştir. Ekonometrik analiz için aşağıdaki model oluşturulmuştur;



$$\Delta s_t = \beta_0 + \sum_{i=1}^k \beta_i \Delta s_{t-i} + \beta_2 \text{bagn}_{t-1} + \beta_3 \text{lifed}_{65,t-1} + \beta_4 \text{lifed}_{t-1} + \beta_5 \text{Mev.faizi}_{t-1} + \beta_6 \text{KBGSYIH}_{t-1} + \varepsilon_t$$

Modelde, Toplam Tasarruf değişkeni, yurtiçi tasarrufların yıllık yüzde değişim değerini, KBGSYIH değişkeni yıllık değişim oranını, BAGNFS değişkeni, 15 yaş altı ve 65 yaş üzerini kapsayan, çalışma yaşında olmayan ya da çalışacak güçte bulunmayan ve ekonomide çalışan nüfus tarafından geçimleri sağlanan nüfus oranını, LIFE65 değişkeni 65 yaş üzeri yaşam beklenti düzeyini, LIFED değişkeni doğumda yaşam beklentisini ve Mev.faizi hanehalklarının tasarruflarına uygulanan faiz düzeyini ifade etmektedir. Çalışmada kullanılan veriler yıllık olup Dünya Bankası, OECD ve IMF veri tabanlarından alınmıştır.

Teorik çerçevede, KBGDP, LIFED65 ve Mev. Faiz değişkenlerinin esnekliklerini gösteren β_3, β_5 ve β_6 katsayılarının pozitif, LIFED ve BAGNFS değişkenlerinin esneklik katsayılarını yansıtan β_2 ve β_4 değerlerinin negatif değerli olması beklenmektedir. Çalışmada, yaşam beklentisindeki değişimin toplam tasarruflar üzerine etkisi ARDL Sınır Testi ile tahmin edilmiş, ardından kısa ve uzun dönem değişimleri analiz edilmiştir. Çalışmada ampirik analiz için Eviews 9 paket programı kullanılmıştır.

5. Ekonometrik Yöntem ve Bulguların Değerlendirilmesi

5.1. Birim Kök Testi

Zaman serisi analizi yapabilmek için öncelikle serilerin durağan olması gerekir. Bir serinin durağanlığı ortalamada ve varyansta durağan olması ile açıklanır. Ortalaması ve varyansı ele alınan dönemde sabit stokastik bir süreçten oluşuyorsa bu serinin durağan olduğu söylenebilir. Durağan olmayan zaman serileri ile çalışılması halinde sahte regresyon problemi ortaya çıkmakta ve bu sonuç değişkenler arasındaki gerçek ilişkiyi yansıtmamaktadır (Gujarati, 2011: 709-720). Çalışmada, serilere ait durağanlık testleri ADF(Augmented Dickey-Fuller) yöntemi ve Philips-Perron(PP) yöntemi ile analiz edilmiştir. Birim kök sınavında her iki testinde kullanılmasının nedeni elde edilen sonuçları karşılaştırma amaçlıdır. Durağanlık testleri için, kesmeli-trendsiz² model analizi yapılmıştır.

$$\Delta y_t = \mu + \delta y_{t-1} + \sum_{j=1}^p \delta_j \Delta y_{t-j} + \varepsilon_t \quad (\text{Kesmeli-Trendsiz Model})$$

PP testi için aşağıda kurulan modeller ise aşağıdaki gibidir. PP ve ADF birim kök testi için kurulan modeller incelendiğinde aralarındaki fark, PP modellerinde bağımlı değişkenin gecikmeli değerinin yer almamasıdır.

$$\Delta y_t = \phi y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (\text{Kesmeli-Trendsiz Model})$$

Serilerin durağanlık analizleri için ADF ve PP birim kök testinde hipotezler şu şekilde kurulmaktadır:

$H_0 : \delta=0$ Birim kök içermemektedir, seri durağandır.

$H_1 : \delta \neq 0$ Birim kök içermektedir, seri durağan değildir.

Tablo 1’de görüldüğü üzere, değişkenlere Augmented Dickey Fuller (ADF) ve Philips-Perron(PP) birim kök testleri ile durağanlık sınavı yapılmıştır. ADF ve PP birim

² Modelin Kesmeli Trendsiz olarak ele alınmasının nedeni, ARDL modeli uygulanacak değişkenlerin $I(0)$ ya da $I(1)$ düzeyinde durağan olmaları gerekliliği ve kesmeli trendli modelde Bağımlı Nüfus Oranını Yansıtan BAGN serisinin $I(2)$ düzeyinde durağan olmasıdır.



kök testleri uygulanan denklem kesmesiz-trendsiz olarak ele alınmıştır. Zaman serilerinin durağanlık sınaması tablo 1’de verilmiştir.

Tablo 1: Serilerin Birim Kök Testleri

Değişken	ADF	Philips Perron Birim Kök Testi	Kritik Değer	
			1%	5%
Toplam Tasarruf	I(1) -5,23	I(1) -5,27	-3,58	-2,93
KBGSYİH	I(0) -6,85	I(0) -8,63	-3,58	-2,93
BAGNFS	I(0) -10,17	I(0) -5,69	-3,58	-2,93
LIFED	I(1) -6,48	I(1) -6,45	-3,58	-2,93
LIFE65	I(1) -5,04	I(1) -5,00	-3,58	-2,93
MevFaiz	I(1) -8,05	I(1) -7,81	-3,58	-2,93

Kritik Değerler %1 ve %5 anlamlılık düzeyinde Dickey Fuller Kritik değerlerini göstermektedir. Değerler kesmeli ve trendsiz model için Dickey-Fuller tablo değeridir.

Tablo 1’de yer alan ADF birim kök testi sonuçlarına göre, Kişi Başına GSYİH (KBGSYİH) ve Bağımlı Nüfus Oranı (BAGNFS) değişkenine ait seriler, düzey değerinde I(0) durağandır. Toplam Tasarruf Oranı, 65 Yaş Üzeri Yaşam Beklentisi(LIFE65), Doğumda Yaşam Beklentisi(LIFED) ve Mevduat Faizi değişkenlerinin birim kök sınamaları, bu değişkenlerin düzey değerlerinde durağan olmadıkları yani düzey değerlerinde birim kök yoktur hipotezini içeren sıfır hipotezinin reddedildiği anlamını taşımaktadır. ADF ve PP testleri sonucunda serilerin birinci farklarında I(1) durağan oldukları görülmektedir.

Birim kök testi sonuçlarında göre seriler farklı dereceden durağandır. Hem kısa dönem hem de uzun dönem analizi yapmaya olanak sağlayan ARDL modeli I(0), I(1) ya da her ikisinin birleşimi şeklinde, farklı derecede eş bütünleşik seriler için kullanılabilir (Nkoro ve Uko, 2016: 63-91). Bu sebeple çalışmada ARDL yönteminin kullanılmasının kısa ve uzun dönem ilişkilerinin yorumlanabilmesi açısından daha uygun olacağı düşünülmektedir. Kısa ve uzun dönem ilişkilerin test edilmesi için kullanılacak ARDL denklemi aşağıdaki gibidir:

$$\Delta s_t = \beta_0 + \sum_{i=1}^k \beta_1 \Delta s_{t-i} + \beta_2 \Delta bag_{t-i} + \beta_3 \Delta life65_{t-i} + \beta_4 \Delta lifed_{t-i} + \beta_5 \Delta mev.fai_{t-i} + \beta_6 \Delta KBGSYIH_{t-i} + \sum_{i=0}^m \beta_7 \Delta bag_{t-i} + \sum_{i=0}^m \beta_8 \Delta life65_{t-i} + \sum_{i=0}^m \beta_9 \Delta lifed_{t-i} + \sum_{i=0}^m \beta_{10} \Delta mev.fai_{t-i} + \sum_{i=0}^m \beta_{11} \Delta KBGSYIH_{t-i}$$

Yukarıda gösterilen ARDL modelinde, bağımlı ve bağımsız değişkenlerin gecikmelerinin farkları (Δ) ve açıklayıcı değişkenlerin bir gecikmeli değerleri modele dahil edilmektedir. Böylece bağımlı ve bağımsız değişkenlerdeki her gecikmenin farkı kısa dönemde bağımlı değişkenin ne kadar etkilendiğini gösterirken, her bir gecikmenin değerinin katsayılarının bağımlı değişkenin katsayısına oranı da uzun dönem dinamiklerini ortaya koyacaktır (Süslü ve Bekmez, 2010).

Modeli ARDL yöntemiyle analiz edebilmek için öncelikle AIC ve SIC bilgi kriterlerinin en düşük değerlerini dikkate alarak uygun gecikme uzunluğunun belirlenmesi gerekmektedir. Ancak uygun gecikme uzunluğu bulunurken, gecikme uzunluğunun yüksek değerli olarak belirlenmesi seriler arasındaki uzun dönem ilişkisinin açıklama gücünü zayıflatacaktır. Çalışmada optimal gecikme uzunluğu 2 olarak tespit edilmiştir.



5.2.Eş Bütünleşme Testi

ARDL yönteminde seride eşbütünleşme olmadığı durum için boş hipotez, eşbütünleşme olduğu durum için ise alternatif hipotez kurulup test edilmektedir. Bu hipotezlere göre; $H_0 = \beta_1 = \beta_2 = \beta_3 = \beta_4 = \beta_5 = 0$ ve $H_1 \neq 0$ en az bir β için olarak gösterilmektedir. Kurulan hipotezde model öncelikle alternatif hipotez doğru kabul edilerek bütün değişkenlerin kısıtsız yani $I(0)$, diğer durumda ise kısıtlı yani $I(1)$ olduğu kabul edilir. Eğer değişkenler arasında eş bütünleşme varsa değişkenler seviye düzeylerinde regresyona tabi tutulabilir (Sevüktekin ve Nargeleçekenler, 2010). Eşbütünleşmenin varlığını analiz edebilmek için modele sınır testi uygulanmalı ve bu test sonucunda elde edilen F istatistiği, alt ve üst sınır bant değerleri açısından yorumlanmalıdır. Buna göre, F istatistik değeri, üst sınır değerinin üzerindeyse H_0 hipotezi reddedilirken, alt sınır değerinin altındaysa H_0 hipotezi kabul edilir. Eğer sınır testi sonucu hesaplanan F istatistik değeri alt ve üst değerler arasında bir değer alıyorsa, bu durumda eş bütünleşmenin varlığı ile ilgili herhangi bir şey söylenemez. Eş bütünleşmenin varlığı, F istatistik değerinin üst sınır değerinin üzerinde olmasına bağlıdır (Nkoro ve Uko, 2016).

Tablo 2: Sınır Testi ve Eşbütünleşme Sonuçları

k	F istatistik	Alt Sınır $I(0)$ %1	Üst Sınır $I(1)$ %1
5	16,02	3,41	4,68

Kritik değerler “Bound Test” sonucu Eviews 9 paket programı tarafından belirlenmiştir. k değişken sayısını göstermektedir.

Tablo 2’de görüldüğü üzere, hesaplanan F istatistik değeri 16,02 olarak bulunmuştur. Bu değer, kritik değer olan $I(1)$ üst düzeyinden daha büyük olduğundan seride eş bütünleşme olmadığına dair kurulan H_0 hipotezi reddedilerek seriler arasında %1 anlamlılık düzeyinde eşbütünleşme olduğu sonucuna ulaşılmıştır.

5.3 ARDL Modeli Kısa ve Uzun Dönem Analizine İlişkin Ampirik Sonuçlar

Değişkenler arasında eşbütünleşmenin varlığı tespit edildiğinden, öncelikle değişkenlerin uzun dönem tahmini gerçekleştirilecektir. Modelin ARDL yöntemi ile belirlenen genel tahmin sonuçları Tablo 3’de görülmektedir.

**Tablo 3: ARDL (1,0,2,1,1,1) Modeli Tahmin Sonuçları
(Bağımlı Değişken: Toplam Tasarruf)**

Değişkenler	Katsayı	t değeri	p değeri
Toplam Tasarruf(-1)	-.46267	-3.0963	0.0057
KBGSYİH	-.01477	.87193	0.3936
MEVFAİZ	.01096	2.1362	0.0452
MEVFAİZ(-1)	.01432	2.1362	0.0251
MEVFAİZ(-2)	.01337	2.6401	0.0157
LIFE65	10.067	.02679	0.000
LIFE65(-1)	.44122	.15117	0.0085
BAGNFS	.78270	1.8668	0.0766



BAGNFS(-1)	-0.78953	-1.9672	0.0632
LIFED	-0.04352	-0.53222	0.6004
LIFED(-1)	0.26622	4.0705	0.0006
SABİT(C)	0.63610	0.75684	0.4580

Tanısal İstatistikî Sonuçlar

R ² : 0.991 Düzeltilmiş R ² : 0,986	F istatistiği : 213.18
X ² _{NORM} : 6,580	DW istatistiği : 2.1277
X ² _{white} : 3,199	X ² _{BG} :0.812

X²_{NORM}, X²_{white} ve X²_{BG} sırasıyla normallik, değişen varyans ve otokorelasyon sınaması değerleridir.

Elde edilen istatistikî sonuçlar neticesinde modelde değişen varyans, otokorelasyon ve normallik açısından bir sorun olmadığı, kısa ve uzun dönem ilişkilerini belirlemek üzere ARDL modeli kurulabileceği belirlenmiştir.

5.3.1.Uzun Dönem İlişkisi

Çalışmada gecikme uygun gecikme uzunluğu AIC bilgi kriterinin en küçük değerini dikkate alarak 2 olarak belirlenmiştir. Değişkenler arasında kısa dönem ilişkisi analizini gerçekleştirmek için kullanılacak ARDL modeli şu şekilde oluşturulmuştur:

$$s_t = \beta_0 + \sum_{i=1}^k \beta_1 s_{t-i} + \sum_{i=0}^m \beta_2 bagn_{t-i} + \sum_{i=0}^m \beta_3 life65_{t-i} + \sum_{i=0}^m \beta_4 lifed_{t-i} + \sum_{i=0}^m \beta_5 Mev.fai_{t-i} + \sum_{i=0}^m \beta_6 KBGSYİH_{t-i} + \varepsilon_t$$

Tablo 5: Uzun Dönem Sonuçları ARDL (1,0,2,1,1,1)
(Bağımlı Değişken: Toplam Tasarruf)

Değişkenler	Katsayı	t değeri	p değeri
KBGSYİH	-.10104	-.871965	0.3936
MEVFAİZ	.02643	00705	0.0013*
LIFE65	0.98992	37.2298	0.000*
BAGNFS	-.00466	.01353	0.0733**
LIFED	-.15225	-.08346	0.0831**
SABİT(C)	.43489	.57082	0.4550

*%5, **%10 düzeyinde anlamlı olduğunu göstermektedir.

Modelin uzun dönem ilişkilerine ve %5 anlamlılık düzeyine göre, mevduat faizinin ve 65 yaş üzeri yaşam beklentisinin toplam tasarruflar üzerinde pozitif etkide bulunduğu görülmektedir. Yaşam beklentisindeki artış aktif çalışan nüfusun çalışma süresini arttıracığından toplam tasarruf düzeyi de artacaktır. Buna karşılık, doğumda yaşam beklentisi ve bağımlı nüfus oranındaki artışın toplam tasarruflar üzerine etkisi negatif olarak bulunmuştur. KBGSYİH değişkeninin ise uzun dönemde toplam tasarruflar üzerine etkisi negatif olarak bulunmuştur. Bu durum iki önemli sonucu ortaya koymaktadır. Bunlardan ilki; geleceğe verilen önemin düşük olduğu toplumlarda-ki teorik modelde geleceğe verilen önem σ olarak tanımlanmıştı ve $\sigma > 1$, $\sigma \neq 1$ -gelir düzeyi ne kadar artarsa artsın toplam tasarruflar üzerine etkisi sınırlı kalmaktadır. Bir diğer neden ise modelde ihmal edilmiş olunan enflasyon oranı ve enflasyonist beklentilerdir. Buna göre, enflasyon oranının dalgalı olduğu ya da enflasyon sapmasının fazla olduğu ekonomilerde, geleceğe yönelik değişken beklentiler, hane



halklarının dönemler arası tüketim-tasarruf kararlarını etkileyerek, tasarruflar üzerinde beklenen etkinin gözlenmemesine neden olmaktadır.

5.3.2.Kısa Dönem İlişkisi

Değişkenler arasında kısa dönem ilişkisi analizini gerçekleştirmek için hata düzeltme modelinin olduğu ARDL modeli şu şekilde oluşturulmuştur:

$$\Delta s_{it} = \beta_0 + \sum_{i=1}^k \beta_1 \Delta s_{t-i} + \sum_{i=0}^m \beta_2 \Delta \text{bagn}_{t-i} + \sum_{i=0}^m \beta_3 \Delta \text{lif65}_{t-i} + \sum_{i=0}^m \beta_4 \Delta \text{lifed}_{t-i} + \sum_{i=0}^m \beta_5 \Delta \text{Mev.fai}_{t-i} + \sum_{i=0}^m \beta_6 \Delta \text{KBGSYİH}_{t-i} + \Delta \text{ECT}_{t-1} + \varepsilon_t$$

**Tablo 4: Hata Düzeltme Modeli Sonuçları ARDL (1,0,2,1,1,1)
(Bağımlı Değişken DToplamTasarruf)**

Değişken	Katsayı	t değeri	p değeri
D(KBGSYİH)	-.014779	-.871930	0.3936
D(MEVFAIZ)	.010963	2.13623	0.0452*
D(MEVFAIZ(-1))	-.013379	-2.64017	0.0157*
D(LIFE65)	1.00671	37.57345	0.0000*
D(BAGN)	.782708	1.86687	0.0766
D(LIFED)	-.043529	-0.53222	0.6004
ECT(-1)	-1.462673	-9.78868	0.0000

*%5 düzeyinde anlamlı olduğunu göstermektedir.

Kısa dönem ilişkileri yansıtan bulgular tablo 4'deki gibidir. Modelde kısa dönemde sadece mevduat faizi ve 65 yaş üzeri yaşam beklentisi değişkenleri istatistiksel olarak anlamlıdır. Yani kısa dönemde sadece mevduat faizi ve 65 yaş üzeri yaşam beklentisi toplam tasarruf düzeyini pozitif yönde etkilemektedir. Modelde hata düzeltme katsayısı -1.46 olarak bulunmuştur ve istatistiksel olarak %1 düzeyinde anlamlıdır. Narayan ve Smith (2005:332-342)'e göre hata düzeltme katsayısının -1 ve -2 arasında bir değer alması, sistemin dalgalanarak dengeye geldiğini ortaya koymaktadır. Modelin sonraki dönem için uyarlanma derecesini gösteren bu katsayının negatif ve istatistiksel olarak anlamlı çıkması, uyarılma sürecinin hızlı gerçekleştiğini ve dalgalanmanın modeli dengeye getirirken doğrudan monoton olarak yakınsamak yerine her seferinde azalarak uzun dönemde dengeye geleceğini göstermektedir. Bu yaklaşıma göre kısa dönemde meydana gelecek herhangi bir şok ya da beklenmeyen etkinin uzun dönemde her yıl %1,46 oranında düzeltilerek dengeye ulaşılacağı ifade edilebilir.

6. Sonuç

Çalışmada, 1980-2015 yılları arasında yaşam beklentisindeki artışın kısa ve uzun dönemde toplam tasarruf düzeyi üzerine etkisi seriler, düzey ve birinci fark seviyelerinde durağan olduklarından dolayı ARDL sınır testi yöntemiyle incelenmiştir. Teorik çerçevede yüksek yaşam beklentisi, hane halklarının cari geliri ve iş gücünü arttıracak beşeri sermaye düzeyi ile doğru orantılıdır. Beşeri sermaye düzeyi yüksek olan hane halkları daha fazla gelir elde edecekler ve yaşam beklentisindeki artış ile birlikte emekliliğe kadar artan çalışma süreleri, geleceğe verilen önemin yüksek olduğu yani bir sonraki neslin refahı dikkate alındığı durumda tasarruflar üzerinde pozitif etki yaratacaktır. Ancak; yaşam beklentisindeki değişimin tasarruflar üzerine etkisi kısa ve uzun dönem perspektifinden değerlendirildiğinde iki durum arasında farklı sonuçlar ortaya çıkmaktadır. Buna göre kısa dönemde yaşam beklentisindeki artış ya da ölüm oranlarında meydana gelecek bir azalma, nüfus oranını arttırarak nüfus bağımlılık oranını yükselteceğinden tasarruflar üzerindeki negatif etki yaratacaktır. Uzun dönemde ise kesişen nesiller teorisi çerçevesinde yaşam beklentisinde



meydana gelecek artış, orta yaş dönemindeki hane halklarının emeklilik dönemine ulaşma olasılığını artırarak, orta yaş döneminde hem daha fazla çalışarak tasarruf düzeylerini artırmalarını, hem de emeklilik dönemlerinde kullanmak üzere birikim yapmaları için kaynak yaratmalarını sağlayacaktır. Diğer taraftan, bağımlı nüfus oranının toplam tasarruflar üzerinde pozitif ve anlamlı bir düzeyde etki gösterebilmesi, uzun dönemde beşeri sermaye yatırımlarının artırılması sürecine bağlıdır. Buna göre, beşeri sermayeye yapılan yatırımların beraberinde teknolojik gelişmeyi artıracığı gerçeği, uzun dönemde iktisadi büyüme ve gelişmenin gerçekleşmesi yoluyla toplam tasarruf düzeyini artıracaktır.

KAYNAKÇA

Barro ve Sala-i-Martin (2003). *Empirical Analysis of Cross Section Countries*, Economic Growth, McGraw-Hill, New York, 12.Bölüm

Bernard P., Freitas N. Ve Lavigne A.(2003). Increase in Life-Expectancy and Saving Behaviour, *Economics Papers from University Paris Dauphine*, RePEc: dau:papers:3513

Bloom, Canning D. ve Graham (2003). Longevity and Life-Cycle Savings, *Scand. J. of Economics* 105(3), 319–338

Cervellati M. ve Sunde U. (2009). Life Expectancy and Economic Growth: The Role of the Demographic Transition, *IZA Discussion Paper No. 4160*

Gujarati D.(2011),*Temel Ekonometri*(Çev, Şenesen Ü. ve G:G Şenesen),İstanbul, Literatür Yayıncılık, 709-720

Kinugasa T. ve Mason A.(2004). Life Expectancy, Labor Force, and Saving. University of Hawaii at Manoa; Honolulu, HI: Ph. D. Dissertation, Department of Economics.

Liu S. Ve Hu A. (2010). Household Saving İn China: The Keynesian Hypothesis, Life-Cycle Hypothesis, and Precautionary Saving Theory, *The Developing Economies* 51, no. 4 (December 2013): 360–87

Li H.,Zhang J ve Zhang J.(2006). Effects of Longevity and Dependency Rates on Saving and Growth: Evidence From a Panel of Cross Countries, *Journal of Development Economics* Volume 84, Issue 1, September 2007, pp.138–154

Narayan ve Smyth (2005). What Determines Migration Fows From Low-Income to High Income Countries? An Empirical Investigation of Fiji-U.S. Migration 1972-2001, *Contemporary Economic Policy* (ISSN 1074-3529) Vol. 24, No. 2, April 2006, 332–342 Advance Access publication December 1, 2005, doi:10.1093/cep/byj019

Nardi M.,French E., Jones B.(2009). Life Expectancy and Old Age Savings, *American Economic Review: Papers & Proceedings* 2009, 99:2, 110–115



AKADEMİK BAKIŞ DERGİSİ

Sayı: 62 Temmuz – Ağustos 2017

Uluslararası Hakemli Sosyal Bilimler E-Dergisi

ISSN:1694-528X İktisat ve Girişimcilik Üniversitesi, Türk Dünyası
Kırgız – Türk Sosyal Bilimler Enstitüsü, Celalabat – KIRGIZİSTAN

<http://www.akademikbakis.org>



- Nkoro E. ve Uko K,A.(2016). Autoregressive Distributed Lag (ARDL) Cointegration Technique: Application and Interpretation, Journal of Statistical and Econometric Methods, vol.5, no.4, pp. 63-91
- Sevüktekin M. ve Nargeleçekenler M. (2010). Ekonometrik Zaman Serileri Analizi Eviews Uygulamalı, 3.Basım, s.379-381
- Süslü ve Bekmez (2010). Türkiye’de Zaman Tutarsızlığının ARDL Yöntemi ile İncelenmesi, BDDK Bankacılık ve Finansal Piyasalar Cilt:4, Sayı:2
- Turan, B. (2009). Life Expectancy and Economic Development: Evidence from Micro Data, University of Houston
- Yasuhi D. (2012). Adult Longevity and Growth Takeoff, Kobe University, Discussion Papers, No.1218
- Zhang J. ve Zhang J. (2005). The Effect of Life Expectancy on Fertility, Saving, Schooling and Economic Growth: Theory and Evidence, Scand. J. of Economics 107(1), p.45–66