

TÜRKİYE'DE BEŞERİ SERMAYE VE İKTİSADİ BÜYÜME İLİŞKİSİ: KO-ENTEGRASYON ANALİZİ

Hicran SEREL^(*)
Kaan MASATÇI^(**)

Özet: Bu makale, beşeri sermaye ile büyüme ilişkisini Türkiye açısından, Johansen ko-entegrasyon yöntemini kullanarak test etmektedir. Eğitimli insanların üretim sürecine olan olumlu katkısı, makalenin temel varsayımını oluşturmaktadır. Yapılan Ko-entegrasyon testinin sonuçlarına göre, beşeri sermaye ile büyüme arasında uzun dönemli bir ilişki mevcuttur. Öte yandan Granger nedensellik testi, büyümeden beşeri sermayeye tek yönlü bir nedensellik ilişkisini göstermektedir.

Anahtar Kelimeler: Beşeri Sermaye, Ekonomik Büyüme, Ko-entegrasyon, Nedensellik

Abstract: This article investigates the relationship between human capital and economic growth in Turkey by using Johansen cointegration method. The main hypothesis of this article is that educated people affect positively to production process. According to the results from cointegration test there is a positive relationship between human capital and economic growth in long-run. However, Granger causality test shows that there is a one way casual relationship from growth to human capital.

Keywords: Human Capital, Economic Growth, Cointegration, Causality.

I. Giriş

Bilgi toplumunda en temel üretim faktörü, bilgiye sahip olan insan gücü beşeri sermayedir. İnsanların bilgiye sahip olmalarının en kestirme yolu ise eğitimidir. Eğitimle insanlara verilen şey aslında geçmiş nesillerin, tecrübeleri doğrultusunda elde ettikleri bilgidir başka bir şey değildir. Dolayısıyla eğitim alan insan, eğitim aldığı konuda, uzun yılların sonucundaki deneyim sayesinde elde edebileceği bilgiye çok daha kısa bir sürede sahip olabilecektir. Bilgiyle donanmış insanlar beşeri sermaye stoğunu oluşturduğuna ve bilgiyi elde etmenin en temel yolu eğitim olduğuna göre, eğitimdeki artışla birlikte beşeri sermaye stokunun da arttığı söylenebilir. Bu çerçevede değerlendirildiğinde bu çalışmanın temel amacı da eğitimin büyümeye olan katkısının Türkiye için test edilmesidir. Eğitim alanında yapılmak istenen reformlar her yeni hükümetin gündemine gelmekte fakat daha ziyade siyasi nedenlerle, bu reformlar gerçekleştirilememektedir. Bu çalışma açısından asıl ilgi çekici olan, yapılmak istenen yeni uygulamaların doğru olup olmadığı değil niçin yapılmak istendiğidir. Hiç kuşku yok ki bunun pek çok nedeni olabilir. Ancak bu nedenlerden biri de ekonomik nedenlerdir. Eğitimli insanların eğitimsiz insanlara nazaran daha verimli oldukları fikri, eğitim politikalarında yapılmak istenen reformların temel ekonomik güdüsüdür.

^(*) Yrd.Doç.Dr.Balıkesir Üniversitesi Bandırma İİBF İktisat Bölümü

^(**) Arş.Gör. Balıkesir Üniversitesi Bandırma İİBF İktisat Bölümü

II. Teorik Temeller ve Literatür İncelemesi

Beşeri sermaye ve büyüme ilişkisi konusunda yapılmış çok sayıda çalışmada, Cobb-Douglas tipi üretim fonksiyonunun, beşeri sermaye değişkeninin eklenmesiyle genişletilmesi standart bir uygulama haline gelmiştir. Bu çalışmaların büyük çoğunluğunda, beşeri sermayenin büyüme üzerinde olumlu bir etkiye sahip olduğu ortaya konmakta fakat bu etkiyi taratan farklılıkları üzerinde durulmaktadır.

Psacharopoulos (1985: 583) “eğer beşeri sermaye bir sermaye türü ise, getirisi nedir?” sorusundan yola çıkarak, farklı eğitim düzeylerinin özel ve sosyal getirilerini hesaplamıştır. 61 ülkeyi kapsayan bu çalışmanın sonuçlarına göre, ilköğretim, orta öğretim ve yüksek öğrenimin özel getirileri sosyal getirilerinden daha yüksektir. Ayrıca yine aynı çalışmaya göre, eğitimin rekabetçi özel sektördeki getirisi, rekabetçi olmayan kamu sektörüne göre daha yüksektir (%13 özel, %10 kamu). Psacharopoulos ve Patrinos (2002: 14) 2000 yılında yaptıkları çalışmada, eğitimin özel getirisinin sosyal getirisinden daha yüksek olduğunu belirtmiş ayrıca düşük ve orta gelirli ülkelerde özellikle yüksek öğretimin getirisinin, gelişmiş ülkelere nazaran daha yüksek olduğunu ortaya koymuşlardır.

Barro (1991: 409) beşeri sermaye stoğundaki artışın, uluslararası teknoloji transferinin icatçı ülkeden taklitçi ülkeye daha kolay yapılmasını sağladığını öne sürmektedir. Böylece taklitçi ülke ile icatçı ülke arasındaki gelir farklılıkları daha kolay kapanabilecektir. Barro 1960–1985 yıllarını ve 98 ülkeyi kapsayan çalışmasında, başlangıç döneminde yüksek beşeri sermaye stoğuna sahip ülkelerin daha yüksek gelir düzeylerine ulaştığını göstermiştir.

Kim ve Lee (1999: 2) yaptıkları çalışmalarında, teknoloji ile eğitim arasındaki ilişki üzerinde durmuşlar ve bu iki faktörün birbirlerini “tamamlayıcı” nitelikte olduklarını ortaya koymuşlardır. Buna göre teknik ilerlemenin, ekonomik büyümeye olumlu katkıda bulunabilmesi ancak teknolojik gelişmeye paralel bir beşeri sermaye stoku artışı ile mümkün olmaktadır. Kim ve Lee’nin çalışmasına göre, gelecekte teknolojik ilerlemenin yüksek olacağı beklentisi, beşeri sermaye yatırımlarını ve dolayısıyla beşeri sermaye stoğu ile birlikte gelir artış oranını da hızlandıracaktır.

Lucas (1988:18) beşeri sermayenin iki yönlü bir etkisinin olacağını vurgulamıştır. Buna göre, beşeri sermaye öncelikle işçilerin verimliliklerinin artmasını sağlayarak veri girdi ile daha fazla çıktı üretilmesini sağlamaktadır. Bunun yanında beşeri sermayenin, üretime asıl önemli katkısı, bireyin beşeri sermayesindeki artışın diğer tüm üretim faktörlerinin üretkenliklerine yaptığı katkı, yani beşeri sermayenin yarattığı dışsallıklardır. Buna göre dışsallıkların hesaba katılması, neo-klasik varsayımın tersine, üretimin ölçeğe göre artan getirilere göre gerçekleşmesini sağlayacak ve Solow’un (1956) öngörüsünün aksine üretimin durağan duruma asla ulaşılmasını sağlayacaktır.

Becker, Murphy ve Tamura (1990: 15) ise daha önceki yaklaşımlarda sabit ve dışsal olarak kabul edilen nüfus artış oranının aslında içsel olduğunu göstermiştir. Nüfusun içselliğinin sebebi ise beşeri sermaye stoğundaki değişimlerdir. Buna göre, bireylerin beşeri sermaye düzeyi arttığında, gelir düzeyleri de artacağından, çocuk bakmanın fırsat maliyeti de yükselecek ve bu da doğurganlığı azaltacaktır. Nüfus artış hızındaki bu yavaşlama ise büyümeye olumlu katkıda bulunacaktır. Sonuç olarak iki durağan duruma ortaya çıkmaktadır: düşük beşeri sermaye, yüksek doğurganlık oranları ve düşük kişi başına gelirli *Malthusyan* denge ve yüksek beşeri sermaye, düşük doğurganlık oranı ve yüksek kişi başına gelirli *kalkınma* dengesi (1990:35-36). Yüksek gelirli dengeye ulaşmak için ise beşeri sermaye yatırımlarını özendirilecek politikaların uygulanması gerekmektedir.

Bunların dışında Mankiw, Romer ve Weil (1992: 416), Solow (1956) modelini beşeri sermaye ile genişletmişler ve büyüme açısından, beşeri sermayenin de en az fiziki sermaye kadar önemli olduğunu göstermişlerdir. MRW'nin 1960-1985 dönemi için 98 ülkeyi içeren çalışmalarına göre, Solow'un modelinin beşeri sermaye eklenerek genişletilmesi sonucunda, beşeri sermayenin büyümeye, doğrudan anlamlı katkısının yanında, sermaye stoğunun etkisinin de, Solow'un belirttiğinden daha yüksek olmasına neden olmaktadır. Ayrıca, MRW modelinde, içsel büyüme modellerinin eleştirdiği, yakınsama hipotezinin de aslında geçerli olduğu ancak, ülkelerin farklı beşeri sermaye birikimlerinden ötürü, bu sürecin daha uzun bir zaman alacağı gösterilmektedir.

Yapılan uygulamalı çalışmalar da beşeri sermayenin ekonomik büyümeye olan olumlu katkıda bulunduğu görüşünü destekler niteliktedir. Asteriou ve Agiomirgianakis (2001: 486) Yunanistan için yaptıkları çalışmada, farklı eğitim seviyelerini (ilköğretim, ortaöğretim ve yüksek öğrenim) beşeri sermaye değişkeni olarak modele ilave etmiş ve bu değişkenlerin her biriyle büyüme arasında uzun dönemli ve pozitif bir ilişkinin varlığını ortaya koymuştur. Mosino (2002: 3) ise 1960-1990 dönemini ve 15 ülkeyi kapsayan çalışmasında beşeri sermayenin ekonomik büyümeye olan olumlu etkisini ortaya koymuştur. Türkiye üzerine yapılan çalışmalarda da bu bulgulara uygun sonuçlar elde edilmiştir. Çoban (2004: 139) çalışmasında beşeri sermaye ile büyüme arasındaki uzun dönemli ilişkiyi göstermiştir. Canpolat'a (2000: 279) göre de Türkiye'de beşeri sermayenin büyümeye olumlu katkılarından bahsetmek mümkündür. Kar (2003: 188) da yaptığı ko-entegrasyon analizi sonucunda, beşeri sermaye ile büyüme arasındaki pozitif ilişkiyi ortaya koymuştur.

Bu makalede, eğitimdeki artışın ekonomik büyümeyi de hızlandıracağı yönündeki hipotezin test edilmesi için zaman serileri yaklaşımından faydalanılmıştır. Bu çerçevede değişkenler arasındaki uzun dönemli ilişkinin varlığı ko-entegrasyon testi ile sınılandıktan sonra, nedensellik ilişkisi Granger nedensellik testi kullanılarak ortaya konulacaktır. Buna göre çalışmanın üçüncü kısmında, söz konusu hipotezin sınanmasında kullanılacak model

oluşturulacaktır. Dördüncü kısımda uzun dönemli ilişki ve nedensellik ilişkisi test edilecektir. Son bölümde ise sonuçların yorumlanması yer almaktadır.

III. Model

Lucas (1988: 18)'in çalışmasına benzer olarak, üretim fonksiyonunun şu şekilde olduğu kabul edilebilir:

$$Y_t = AK_t^\beta (u_t h_t N_t)^{1-\beta} H_t^\gamma \quad (1)$$

Yukarıdaki eşitlikte, Y_t çıktıyı ya da üretimi, A teknolojik düzeyi, K_t fiziksel sermaye stokunu, u_t hane halkının çalışmaya ayırdığı zamanı, h_t çalışanların ortalama yetenek düzeyini ve N_t ise emeği temsil etmektedir. Bu durumda, $(u_t h_t N_t)$ ifadesi etkin işgücünü ifade etmektedir. Bunların dışında kalan H_t değişkeni ise beşeri sermayenin doğrudan üretime katkısı dışında kalan, dışsal etkiyi göstermektedir. Dışsal etki modelin dışında tutulduğunda, fonksiyon Cobb-Douglas tipi üretim fonksiyonu ile çok benzeşir. Ancak dışsal etkinin de hesaba katılmasıyla birlikte, model Cobb-Douglas üretim fonksiyonundan önemli ölçüde farklılaşmaktadır. Yeni fonksiyonda artık ölçeğe göre sabit getiri değil artan getiri söz konusudur.

Bu çalışmada beşeri sermayenin, Mankiw, Romer ve Weil (1992: 416) modelinde öne sürülen şekilde elde edildiği varsayılmaktadır:

$$\Delta h_t = s_h y_t - (n + \delta) h_t \quad (2)$$

Yukarıdaki eşitlikte Δh_t , beşeri sermaye düzeyindeki değişimleri, y_t geliri, s_h tasarruftan beşeri sermayeye ayrılan kısmı, n nüfus artışını ve son olarak δ ise beşeri sermayedeki eksilmeleri (ölüm ya da hastalık gibi sebeplerle) ya da bir başka deyişle yıpranma oranını göstermektedir. Bu eşitliğe göre, beşeri sermaye stoğunun artması, gelirin belli bir yüzdesini gösteren tasarrufun, bir kısmının da beşeri sermaye yatırımları için başka bir deyişle eğitim için ayrılmasına bağlıdır.

IV. Veriler ve Durağanlık Sınaması

Beşeri sermaye ile büyüme arasındaki uzun dönemli ilişkinin test edilmesi için 1 no'lu eşitlik tahmin edilecektir. Bu eşitlikte gösterilen model, 1950- 2000 dönemi için tahmin edilirken, gelir değişkenini temsilen GSMH, fiziksel sermaye yerine sabit sermaye yatırımları ve emek yerine de toplam işgücü miktarı kullanılacaktır (Tablo 1). Ayrıca modelde yer alan tüm değişkenler logaritmaları alınarak kullanılacaktır. Yapılan ampirik çalışmalarda (Becker, Murphy ve Tamura, 1990, Mosino, 2002, Barro, 1991), beşeri sermayeyi temsil etmek üzere, daha ziyade okullaşma oranları kullanılmaktadır. Bu kapsamda, ilköğretim ve orta öğretime kayıtlı öğrenci sayıları

kullanılabilmektedir. Burada yapılacak analizde ise orta öğretime kayıtlı öğrenci sayısı kullanılacaktır (burada orta öğretimden kastedilen Lise + Meslek lisesidir). Mankiw, Romer ve Weil'e (1992: 419) göre, orta öğretime devam eden öğrenciler çalışma çağına gelmiş kişilerdir. Dolayısıyla, bu bireylerin öğrenim hayatlarına devam etmelerinin temel nedeni, ilerleyen yaşamlarında daha iyi bir yaşam standardı elde etmek yani daha yüksek gelir elde edebilmek beklentisidir. Bu nedenle, bu kişiler çalışmak yerine okula gitmekle kendi beşeri sermayelerine yatırım yapmış olmaktadırlar. Başka bir deyişle, orta öğretime devam etmenin fırsat maliyeti ve diğer maliyetler bir beşeri sermaye yatırımı olarak kabul edilebilir.

Tablo 1: *Değişkenler*

LY: Gayri Safi Milli Hasıla (Logaritmik)
LH: Orta öğretime (Lise+Meslek lisesi) Kayıtlı Öğrenci Sayısı (Logaritmik)
LK: Sabit Sermaye Yatırımları (Özel +Kamu) (Logaritmik)
LN ^c : Toplam İşgücü (Logaritmik)

Çalışmada birim kök sınavası Uyarlanmış Dickey- Fuller (1979) (ADF) testi kullanılarak yapılacaktır. ADF testi için hesaplanan değerler aşağıdaki eşitliğe göre hesaplanmaktadır:

$$\Delta y_t = \mu + \lambda y_{t-1} + \sum_{i=1}^p \alpha_i \Delta y_{t-i} + u_t \quad (3)$$

Bu eşitliğe göre hesaplanan ADF testinde, $\lambda=0$ olduğunu söyleyen sıfır hipotezi sınanmaktadır. Test sonucunda eğer sıfır hipotezi reddedilemezse, bu durumda seride birim kök olduğu yani serinin durağan olmadığı söylenebilecektir. Söz konusu serilerle ilgili ADF testinin sonuçları Tablo 2' de verilmektedir. Burada gecikmelerin belirlenmesi için Shwartz Bilgi Kriteri (SIC) kullanılmıştır ve tüm hesaplamalar E- Views 4.0 paket programı kullanılarak yapılmıştır. Analizde kullanılan seriler DİE İstatistik Yıllığından (2003) alınmıştır.

Tablo 2: *ADF Test Sonuçları (Modeller sadece sabit terim içermektedir)*

Değişken	Katsayının t Değeri	Birinci Farkın t Değeri	Sonuç
LY	-1.192	-7.280*	I(1)
LN ^c	-0.016	-5.535*	I(1)
LK	-0.686	-6.876*	I(1)
LH	-2.819	-3.857*	I(1)

* %5 düzeyi için anlamlıdır. (Kritik Değer:-2.930)

** Gecikme belirlenirken maksimum gecikme uzunluğu 9 olarak alınmıştır.

Tablo 2'den gözlemlenen sonuçlara göre, tüm değişkenler, ancak birinci farkları alındığında durağan hale getirilebilmektedirler yani bu değişkenler I(1)

değişkenlerdir. Engle ve Granger'e (1987) göre, seriler durağan olmasa bile, eğer değişkenlerin her biri aynı düzeyden entegre ise, mesela hepsi I(d) ise, bu durumda bu değişkenler arasında uzun dönemli bir ilişki mevcut olabilir. Bu durumda modelde kullanılması düşünülen değişkenlerin tümü I(1) olduğundan, analizde bu değişkenlerin kullanılmasında hiçbir sakınca yoktur.

V. Metodoloji ve Ampirik Sonuçlar

Bu çalışmada, Türkiye ekonomisinde, beşeri sermayenin büyüme üzerinde etkisinin var olup olmadığının sınanması için ko-entegrasyon testi kullanılacaktır. Buna göre değişkenler arasında kaç adet ko-entegre vektör olduğu Johansen (1988) metoduna göre hesaplanacaktır:

$$\lambda_{trace}(q, n) = -T \sum_{i=q+1}^k \ln(1 - \hat{\lambda}_i) \quad (4)$$

Eğer modelde k adet değişken varsa ko-entegre vektör sayısı $k-1$ kadar olacağından, ko-entegre vektör sayısı yani $r = 0, 1, 2, \dots, k-1$ ve $0 \leq r \leq n$ olacaktır. Burada T tahmin için kullanılan gözlem sayısını ve $\hat{\lambda}$ ise i nci, tahmin edilmiş en büyük eigen değeri vermektedir.

Denklem 4 için yapılacak hesaplama sonucunda değişkenler arasında ko-entegre ilişki olduğu bulunursa, uzun dönemde mevcut olan bu denge durumundan, kısa dönemde, bir sapma söz konusu olabilir. Bu durumda, kısa dönemli hataların bir dönemlik gecikmeli değerinin, hata düzeltme terimi (ECT) olarak, yer aldığı bir hata düzeltme modeli (ECM) oluşturulabilir. İki değişken arasında uzun dönemli bir denge yolu olsa da kısa dönemde bu dengeden sapmalar yani uzun dönemli denge yolunun etrafında bir dalgalanma söz konusu olabilecektir. Kısa dönemde ortaya çıkacak bu sapmanın giderilebilmesi için, daha önceki aşamalarda birinci düzeyde ko-entegre oldukları hesaplanan seriler arasında kurulacak "vektör hata düzeltme modeli (VECM)" aşağıdaki gibi olacaktır (Enders, 1995):

$$\Delta x_t = \Gamma \Delta x_{t-1} + \Pi ECT_{t-1} + \varepsilon_t \quad (5)$$

Burada, Δx_t modelde yer alan değişkenlerin birinci farklarının yer aldığı $(1 \times n)$ boyutundaki vektördür. ECT ise hata düzeltme terimini göstermektedir. ECT'nin önünde yer alan Π ise $(n \times n)$ boyutunda bir matrisi ifade etmektedir ve kısa dönemle uzun dönem arasındaki uyumsuzluğun ne kadar süre içerisinde giderildiğini gösterir. Yapılan ko-entegrasyon analizinin sonuçları Tablo 3'de verilmektedir.

Tablo 3: Ko-Entegrasyon Testi Sonuçları

Eigen	LR değeri	%5	%1	H ₀	H ₁
-------	-----------	----	----	----------------	----------------

Değer		Kritik Değer	Kritik Değer		
0.556470	53.06083	47.21	54.46	$r=0^*$	$r \geq 1$
0.233627	18.10231	29.68	35.65	$r=1$	$r \geq 2$

LR testine göre, seriler arasında en fazla bir ko-entegre vektör vardır

Tablodan elde edilen sonuçlara göre $r=0$ olduğunu söyleyen sıfır hipotezi reddedilmektedir. Fakat $r=1$ olduğunu söyleyen sıfır hipotezi reddedilememektedir. Dolayısıyla modelde en fazla bir ko-entegre vektör olduğu söylenebilir. Değişkenler arasında bir tane ko-entegre vektör olduğunu söyleyen sonuca göre en uygun, normalleştirilmiş ko-entegre vektör aşağıdaki gibi olacaktır:

$$LY = 1.091LN^e + 0.287LK + 0.175LH \quad (6)$$

Değişkenler arasındaki uzun dönemli denge ilişkisini gösteren 6 no'lu modeldeki katsayılar, açıklayıcı değişkenlerdeki yüzde 1'lik bir değişmeye karşılık gelirin yüzde kaç artacağını gösteren esneklik değerlerini vermektedir. Elde edilen sonuçlara göre, gelirin, fiziki sermaye, işgücü ve beşeri sermayeye göre esneklikleri 1'in altındadır yani esnek değildir. Ayrıca bu denklemden açıkça görülüyor ki, beşeri sermayede %1 oranında bir artış, uzun dönemde, geliri % 0,17 oranında artırmaktadır. Parantez içindeki değerler katsayıların standart hatalarını göstermektedir.

Denklemler 5 için yapılan hesaplamaların sonucunda elde edilen VECM tahmini Tablo 4'de gösterilmektedir.

Tablo 4. VECM Sonuçları

VECM	ΔY
ECT_{t-1}	-0.156
ΔY_{t-1}	0.004
ΔY_{t-2}	0.134
ΔLH_{t-1}	-0.005
ΔLH_{t-2}	0.241
ΔLN^e_{t-1}	-0.094
ΔLN^e_{t-2}	0.155
ΔLK_{t-1}	-0.019
ΔLK_{t-2}	-0.071

*Gecikme uzunluğu Schwartz Bilgi Kriterine (SIC) göre belirlenmiştir.

Bu modelde tahmin edilen, hata düzeltme terimi, -0,156 olarak hesaplanmıştır. Buna göre uzun dönem dengesinden sapmaların, her yıl, yaklaşık yüzde 15' i giderilmektedir.

Eğer modelde kullanılan değişkenler I(1) ise değişkenler arasındaki nedensellik ilişkisi, serilerin birinci farkları alınarak hesaplanabilir. Ancak Granger'e (1988) göre ko-entegre ilişkiden elde edilen hata terimi, bir model kurma hatası yapılmaması için, nedensellik testinde hesaba katılmalıdır. Bu durumda da Granger nedensellik testi aşağıdaki gibi olacaktır:

$$\Delta X_t = \alpha_x + \sum_{i=1}^k \beta_{xi} \Delta X_{t-i} + \sum_{i=1}^k \gamma_{xi} \Delta Y_{t-i} + \theta_x ECT_{xt-i} + \varepsilon_{xt} \quad (7a)$$

$$\Delta Y_t = \alpha_y + \sum_{i=1}^k \beta_{yi} \Delta Y_{t-i} + \sum_{i=1}^k \gamma_{yi} \Delta X_{t-i} + \theta_y ECT_{yt-i} + \varepsilon_{yt} \quad (7b)$$

Burada Denklem 7a için sıfır hipotezi şöyle olacaktır: $H_0 : \sum_{i=1}^k \gamma_{xi} = 0$. Yani sıfır hipotezine göre, Y değişkeninin gecikmeli değerleri modelde yer almamalıdır. Denklem 7b için sıfır hipotezi ise; $H_0 : \sum_{i=1}^k \gamma_{yi} = 0$ şeklinde olacaktır. Buna göre de X değişkeninin gecikmeli değerleri modelde yer almamalıdır. Söz konusu hipotezlerin test edilmesi için F testi kullanılacak ve hesaplanan F değeri %5 anlamlılık düzeyinde eşik değerini aşarsa sıfır hipotezi reddedilecektir. Bu durumda değişkenler arasında bir nedensellik ilişkisinden bahsedilebilecektir. Tablo 5' de Granger Nedensellik Testi sonuçları yer almaktadır.

Tablo 5: *Granger Nedensellik Testi Sonuçları*

Bağımlı değişken	Test Sonuçları		Nedenselliğin Yönü
	ΔY	ΔH	
ΔY	-----	7,149231**	$\Delta Y \rightarrow \Delta H$
ΔH	0,397917	-----	

En uygun gecikme Schwartz Information Criteria (SIC) ile belirlenmiştir.
 ** %1 anlamlılık düzeyini gösterir

Tablodan elde edilen sonuçlara göre, beşeri sermayeden (ΔH) gelire (ΔY) doğru bir nedensellik ilişkisi gözlemlenemezken, gelirden beşeri sermayeye bir nedensellik ilişkisi mevcuttur.

VI. Sonuç

Çalışmadan elde edilen sonuçlara göre, 1950–2000 yılları arası dönem için, Türkiye'de de beşeri sermayenin büyüme üzerinde olumlu etkisinin olduğu tespit edilmiştir. Bu, Denklem 6'da gözlemlenebilmektedir. Ancak Tablo 4'e bakıldığında uzun dönemde var olan dengenin kısa dönemde olmadığı

görülmektedir. Buna göre kısa dönemde ortaya çıkan bir dengesizliğin, her yıl, %15,6'sı giderilmektedir.

Her ne kadar beşeri sermaye ve büyüme arasında, uzun dönemli bir ilişki olsa da, yapılan nedensellik testi sonuçları da gösteriyor ki beşeri sermayeden büyümeye doğru bir nedensellik ilişkisi yoktur. Öte yandan, tam ters yönde bir nedensellik ilişkisinin var olduğu gözlemlenmektedir. Yani gelirden beşeri sermayeye doğru bir nedensellik ilişkisi vardır. Daha önce de bahsedildiği gibi beşeri sermaye yatırımı, getirisi uzun dönemde elde edilebilen bir yatırım türüdür. Aynı zamanda beşeri sermaye yatırımı oldukça maliyetli bir yatırım olduğundan genellikle devlet tarafından yapılmaktadır. Öte yandan yatırım kararlarını alan siyasi iktidar kararını verirken yatırımın ne kadar getiri sağlayacağı yanında getirinin süresini de göz önünde bulundurmaktadır. Bu karar doğrultusunda getirisini daha kısa vadede elde edebileceği yatırımlara öncelik verecektir. Özellikle Türkiye gibi gelişmekte olan ülkelerde, düşük gelir düzeyi, yatırım alanlarını kısıtladığından eğitim yatırımları gibi getirisi düşük ve uzun dönemli olan yatırımlar, hükümetlerin tercih listelerinde daha alt sıralara düşmektedir. Sonuçta gelir arttıkça eğitime ayrılan kaynaklar da artış göstermektedir. Bu da gelirden eğitime doğru nedensellik ilişkisini açıklamaktadır. Sonuçta, Türkiye’de 1950–2000 dönemleri için gelirdeki bir artış, bir sonraki dönemdeki beşeri sermaye yatırımlarını artırmaktadır (Tablo 5). Öte yandan, Denklem 6’ya göre, beşeri sermaye birikimindeki artış, uzun dönemde iktisadi büyümeye olumlu katkıda bulunmaktadır.

Kaynaklar

- Asteriou, Dimitriou ve Agiomirgianakis G. (2001), “Human Capital and Economic Growth, Time Series Evidence from Greece,” *Journal of Policy Modelling*, 23, ss.481 489.
- Barro, R.J. (1991), “Economic Growth in a Cross Section of Countries,” *Quarterly Journal of Economics*, 56, ss.407 443.
- Becker, G., Murphy, K. ve Tamura, R. (1990), “Human Capital, Fertility and Economic Growth,” *Journal of Political Economy*, 98, ss.12 37.
- Canpolat, N. (2000), “Türkiye’de Beşeri Sermaye Birikimi ve Ekonomik Büyüme,” *H.Ü. İİBF. Dergisi*, ss.265 281.
- Çoban, O. (2004), “Beşeri Sermayenin Büyüme Üzerine Etkisi: Türkiye Örneği,” *İ.Ü. SBF Dergisi*, 30, ss.133 141.
- Dickey, D.A. ve Fuller W.A. (1979), “Distributions of the Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root,” *Journal of American Statistical Association*, 74, ss.427 431.
- DİE (2003), 2002 Türkiye İstatistik Yıllığı, Ankara.
- Enders, W. (1995), *Applied Econometric Time Series*, John Wiley and Sons, New York.

- Engle, R. ve Granger, C.W.J. (1987), "Cointegration and Error-Correction: Representation, Estimation, and Testing," *Econometrica*, 55, ss.251 276.
- Granger, C.W.J. (1988), "Some Recent Developments in the Concept of Causality," *Journal of Econometrics*, 39, ss. 199 211.
- Johansen, S. (1988), "Statistical Analysis of Cointegrating Vectors," *Journal of Economic Dynamics and Control*, 12, ss.231 254.
- Kar, M. (2003), "Türkiye'de Beşeri Sermaye ve Ekonomik Büyüme: Nedensellik Testi," II. Ulusal Bilgi, Ekonomi ve Yönetim Kongresi Bildiriler Kitabı, İzmit, ss.181 192.
- Kim, Y.J. ve Lee J.W. (1999), "Technological Change, Investment in Human Capital, and Economic Growth," *CID Working Papers*, 29, ss. 1 40.
- Lucas, R.E. (1998), "On the Mechanics of Economic Development," *Journal of Monetary Economics*, ss. 3 42.
- Mankiw, G., Romer, D. ve Weil, D.N. (1992), "A Contribution to the Empirics of Economic Growth," *The Quarterly Journal of Economics*, ss. 407 437.
- Mosino, A. (2002), "Education, Human Capital Accumulation and Economic Growth", Lousanne: University of Lousanne epartment of Econometrics and Political Economics", (www.hec.unil.ch/modmacro/recueil/Mosino.pdf).
- Psacharopoulos, G. (1985), "Returns of Education: A Further International Update and Implications" *The Journal of Human Resources*, 20/4, ss. 583-604.
- Psacharopoulos, G. Ve Patrinos H. A. (2002), "Returns to Investment in Education: A Further Update", *World Bank Policy Research Working Paper 2881*, September.
- Solow, R. (1956), " A Contrubution to the Theory of Economic Growth," *Quarterly Journal of Economics*, LXX, s.65-94.