
TÜRKİYE'DE YÜKSEKÖĞRETİMİN SEKTÖREL BÜYÜMEYE ETKİSİ¹

Zehra ABDİOĞLU²

Nilcan ALBAYRAK³

Öz

Bu çalışmada Türkiye için 1988 - 2015 dönemi itibarıyla beşeri sermayenin ekonomik büyüme üzerindeki etkisi tarım, sanayi ve hizmetler gibi ekonominin genel sektörleri temel alınarak araştırılmıştır. Ekonomik büyüme ve beşeri sermaye arasındaki uzun ve kısa dönemli ilişkileri belirlemek amacıyla bu çalışmada Pesaran vd. (2001) tarafından geliştirilen otoregresif gecikmesi dağıtılmış (ARDL) sınır testi yaklaşımı ve hata düzeltme modeli çalıştırılmıştır. Yükseköğretimden mezun olan öğrenci sayısı çalışma kapsamında beşeri sermaye göstergesi olarak kullanılmıştır. Bu çalışmanın bulguları beşeri sermaye ile genel / sektörel ekonomik büyüme arasında uzun dönem ilişkisi olduğunu ortaya koymaktadır. Uzun dönem katsayılarına göre, yükseköğretimden mezun olan öğrenci sayısındaki artıştan en fazla etkilenen sektör hizmetler sektörü iken tarım sektörü, yükseköğretimden mezun olan öğrenci sayısındaki artışa en az duyarlı olan sektördür.

Anahtar Kelimeler: Yükseköğretim, Sektörel Büyüme, Sınır Testi.

JEL Sınıflandırması: I25, O14.

THE IMPACT OF THE HIGH EDUCATION ON ECONOMIC GROWTH IN TURKEY

Abstract

In this study, the effect of human capital on economic growth was investigated on the basis of general sectors of the economy such as agriculture, industry and services in Turkey for the period of 1988 - 2015. In order to determine the long run and the short run relationships between economic growth and human capital, the Autoregressive Distributed Lag (ARDL) bounds testing approach developed by Pesaran et al. (2001) and error correction model were employed in the study. The number of graduates from higher education was used as the indicator of human capital. The findings of this study indicate there is a long-run relationship between human capital and general / sectoral economic growth. According to the long-run coefficients, while the sector the most affected by the increase in the number of higher education graduates is services, agriculture sector is the least sensitive to the increase in the number of higher education graduates.

Keywords: High School, Sectoral Growth, Bounds Test.

JEL Classification: I25, O14.

¹ 11-13 Mayıs 2017 tarihleri arasında Eskişehir'de düzenlenen EconAnadolu Kongresinde sözlü olarak sunulan bildirinin genişletilmiş ve gözden geçirilmiş versiyonudur.

² Doç. Dr., Karadeniz Teknik Üniversitesi, İİBF, Ekonometri Bölümü, maras@ktu.edu.tr

³ Dr. Arş. Gör., Ardahan Üniversitesi, İİBF, İktisat Bölümü, nilcanalbayrak@ardahan.edu.tr

1. Giriş

Genel olarak beşeri sermaye işgücünün sahip olduğu kaynak ya da varlık olarak nitelendirilen beceriler olarak tanımlanmaktadır. Daha detaylı bir tanımlama ile beşeri sermaye, bireylerin bilgi, beceri, yetenek, tutum ve tecrübelerinin oluşturduğu beceriler setinin ekonomik değerinin bir ölçüsü şeklinde ifade edilebilir. Bu beceriler doğuştan kazanılmış olmakla birlikte sonradan da edinilmiş olabilmektedir.

Beşeri sermaye teorisinin temelleri 20. yüzyılın ortalarında Jacop Mincer (1958), Theodore Schultz (1961) ve Gary Becker (1962) tarafından atılmıştır. Schultz (1961), beşeri sermayeyi mesleki ve teknik eğitim sürecinde bireylerin sermaye olarak elde ettiği bilgi ve beceriler şeklinde tanımlamıştır. Schultz (1961), eğitim ve sağlık için gerçekleştirilen doğrudan harcamaları, daha iyi bir iş imkânına ulaşmak için yapılan göçleri ve işbaşında verilen eğitimi beşeri sermaye yatırımı olarak nitelendirmiştir. Mincer (1958, 1974), beşeri sermayeyi ortalama okullaşma yılının bir fonksiyonu olarak ölçerek öğrenme sürecinin okulla sınırlı olmadığını, iş deneyiminin öğrenme sürecinin en önemli parçası olduğunu belirtmiştir. Becker (1962), okul eğitimi ve işbaşında eğitim üzerine odaklanarak beşeri sermayeye yapılan yatırımların gelecekteki reel gelir üzerindeki etkilerinin pozitif olduğunu savunmuştur. Becker (1962:43)'a göre daha yetenekli ve eğitilmiş bireylerin yaş-kazanç profilleri yükselme eğilimi göstermektedir.

Okul eğitimi ve iş başında eğitimin kişisel performans üzerindeki etkileri üzerine odaklanan Denison (1974) çıktı artışında, üretim faktörlerinin kalitesinin özellikle de emek faktörünün niteliğindeki gelişmenin etkili olduğunu savunarak işgücünün kalitesini artıran en önemli unsurun eğitim olduğunu vurgulamıştır. Neoklasik büyüme modelinin temelini oluşturan Solow (1956) modelinde ekonomik büyümenin kaynağı; fiziki sermaye stokundaki artışlar, emek miktarındaki artışlar ve teknolojik gelişmişlik düzeyi ile eğitim düzeylerini kapsayan diğer faktörlerdeki artışlar olarak açıklanmıştır (Solow, 1957:312). Solow modeline beşeri sermayenin ilave edilmesiyle birlikte genişletilen Mankiw vd. (1992:433) modeline göre beşeri sermaye birikimi, azalan getirilerin fiziksel sermaye birikimine etkilerini azaltarak kararlı dengeye yakınsamayı yavaşlatır.

Romer (1986), Arrow (1962)'i takiben "yaparak öğrenme" üzerine içsel bir büyüme modeli önermiş ve dışsallıkların ölçüğe göre artan getirilere yol açtığı fikrini temel almıştır. Uzun dönem büyümenin kaynağı olarak bilgi birikimini işaret eden Romer, içsel teknolojik yenilikçi rekabetçi bir dengenin varlığından bahsetmiştir. Lucas (1988), Uzawa (1965)'yi takiben beşeri sermaye üretim sektörü ve fiziki sermaye üretim sektörü olmak üzere iki sektörlü içsel bir büyüme modeli önermiştir. Solow (1957) ve Denison (1962)'in büyüme modellerinde teknolojik yeniliklere gerekenden fazla önem verildiğini ve teknolojik yenilik dışındaki diğer etkenlerin göz ardı edildiğini eleştiren Lucas (1988:7), Neoklasik büyüme modellerinin büyümeyi açıklamada yetersiz olduklarını vurgulamıştır. Lucas'a göre asıl önemli olan verimliliği arttırmaya yönelik bilgidir ve teknolojik yeniliğin kaynağı beşeri sermayedir. Modele göre bireysel beceriler işgücü verimliliğini arttırmaktadır. Barro (1991:409), yetenekli olan bazı bireylerin getirisinin diğerlerine kıyasla daha yüksek olduğuna işaret ederek kişi başına beşeri sermaye miktarındaki artış ile beşeri ve fiziki sermaye yatırım oranlarının daha yüksek olacağını savunmuştur. Jones (1996:14) ekonomik büyüme ile Ar-Ge, bilgi oluşumu ve beşeri sermaye ilişkisinin tek bir model altında incelenmesi gerektiği üzerinde durmuştur.

Teorik literatürde ekonomik büyümenin önemli bir bölümünün beşeri sermayenin en önemli unsurlarından biri olan eğitim tarafından açıklandığını savunan çok sayıda araştırma olduğu dikkatleri çekmektedir. Ampirik literatür incelendiğinde ise okullaşma oranı, çeşitli düzeylerdeki mezun sayıları, eğitim ve sağlık harcamaları ve çok az sayıda olmakla birlikte göç gibi farklı göstergeler kapsamında temsil edilen beşeri sermayenin özellikle genel ekonomik büyüme üzerindeki etkisini araştıran çalışma sayısının önemli düzeyde olduğu görülmektedir. Beşeri sermayenin ekonomik büyüme üzerindeki etkisini inceleyen ampirik literatürün önemli bir bölümünün panel veri analizleri üzerine yoğunlaşarak özellikle de ülke grupları itibarıyla ilgili araştırmayı yürüttükleri görülmektedir (Gemmell, 1996; Sacerdoti vd., 1998; Judson, 2002; Martın

ve Herranz; 2004; Bildirici vd., 2005; Chambers ve Çifter, 2006; Ersoy ve Yılmaz, 2007; Boccanfuso vd., 2009; Doğrul ve Özer, 2009; Çetin ve Ecevit, 2010; Özcan, 2011; Umutlu vd., 2011; Tatoğlu, 2011; Keskin, 2011; Son ve Noja, 2013; Koç, 2013; Kızılkaya ve Koçak, 2014; Bal vd., 2014; Sunde ve Vischer, 2015; Pelinescu, 2015; Teixeira ve Queirós, 2016; Recepoğlu ve Zuhul, 2017).

Zaman serilerini kullanarak beşeri sermaye ve ekonomik büyüme arasındaki ilişkiyi araştıran çalışmaların özellikle eş bütünleşme ve nedensellik analizleri kapsamında beşeri sermayeyi temsil etmek üzere kullanılan göstergelerin ekonomik büyüme üzerinde önemli bir etkiye sahip olduğu yönünde bulgular edindikleri gözlenmektedir (Kar ve Ağır, 2003; Çakmak ve Gümüş, 2005; Demir vd., 2006; İsmihan ve Özcan, 2006; Taban ve Kar, 2006; Yamak ve Koçak, 2007; Altar vd., 2008; Ay ve Yardımcı, 2008; Erdoğan ve Yıldırım, 2009; Afşar, 2009; Şimşek ve Kadılar, 2010; Altıntaş ve Çetintaş, 2010; Akanbi, 2011; Yaylalı ve Lebe, 2011; Eriçok ve Yılanıcı, 2013; Özşahin ve Karaçor, 2013; Çalışkan vd., 2013; İnglesi-Lotz vd., 2014; Pegkas, 2014; Breton, 2015; Awan vd., 2015; Thamma-Apiroam, 2015; Mallick ve Dash, 2015; Demir vd., 2016; Yıldız, 2017; Aksu, 2017).

Beşeri sermaye ve genel ekonomik büyüme arasındaki ilişkiyi inceleyen birçok çalışma mevcut olmasına karşın ilgili ilişkiyi sektörler düzeyinde inceleyen çalışma sayısı kısıtlıdır. Lin (2004), Tayvan; Peneder (2007), ABD, Almanya, Fransa, İngiltere ve Avusturya; Kraipornsak (2009), Tayland ve Lee (2012), Japonya ve Güney Kore için tarım, sanayi ve hizmet sektöründeki büyümeye farklı eğitim düzeylerindeki mezun sayıları tarafından temsil edilen beşeri sermayenin etkisini araştırmışlardır. Beşeri sermaye stoğundaki artışın özellikle sanayi ve hizmetler sektörü çıktısı üzerindeki artırıcı etkisinin önemli düzeyde olduğunu tespit etmişlerdir. Bunun yanı sıra Simoes ve Duarte (2013), Portekiz için hizmetler sektörü ve alt sektörleri bazında; Kılıç (2014), Türkiye için ve Katircioğlu vd. (2017) ise Kuzey Kıbrıs için turizm sektörü bazında eğitim ve sektörel büyüme arasındaki ilişkiyi araştırmışlardır. Özcan (2014), Türk imalat sanayi kapsamında toplam faktör verimliliği ve beşeri sermaye ilişkisini inceleyerek yüksek teknolojik sektörlerde ilişkinin pozitif olduğu yönünde bulgular sunmuşlardır.

Bu çalışmada Türkiye için ekonominin genel sektörleri olan tarım, sanayi ve hizmet sektörleri itibarıyla beşeri sermayenin sektörel büyümeye geçişkenliği üzerinde durularak ilgili literatürdeki boşluğu doldurmak amaçlanmıştır. Reel çıktı her biri farklı karakteristiklere sahip üç sektör kapsamında ele alınarak yükseköğretimin bu sektörlerin çıktı düzeyleri üzerindeki etkisinin karşılaştırmalı olarak incelenmesi hedeflenmiştir. Çalışmada beşeri sermaye göstergesi olarak yükseköğretim mezun sayısı ele alınmıştır. Türkiye için 1988-2015 dönemini kapsayan bu çalışmada seriler arasındaki uzun dönem ilişkinin belirlenmesinde Pesaran vd. (2001)'in sınır testi yaklaşımı kullanılmıştır.

Çalışmanın devam eden bölümlerinde öncelikle kullanılan veri seti ve ekonometrik yöntemler tanıtılmıştır. Ardından bulgulara yer verilerek genel sonuç ve değerlendirmeler sunulmuştur.

2. Veri Seti ve Yöntem

Çalışmada Türkiye için 1988-2015 dönemi yıllık zaman serileri kullanılarak analizler gerçekleştirilmiştir. Çalışmada kullanılan değişkenlere ilişkin bilgi Tablo 1'de sunulmaktadır.

Tablo 1: Veri Seti

| Değişken | Tanım |
|----------|------------------------------------|
| SANAYİ | Sanayi sektörü GSYİH (1998=100) |
| HİZMET | Hizmetler sektörü GSYİH (1998=100) |
| TARIM | Tarım sektörü GSYİH (1998=100) |
| GSYİH | GSYİH (1998=100) |
| BSER | Yükseköğretim Mezun Sayısı |

Not: D94, D01 ve D09, ele alınan dönem itibarıyla sırasıyla 1994, 2001 ve 2009 yılları için 1, diğer yıllar için sıfır değerini alan kukla değişkenlerdir.

Çalışmada ekonomi geneli ve sektörlere ilişkin reel GSYİH serileri kullanılmıştır. Beşeri sermayeyi temsil etmek üzere yükseköğretim mezun sayısı baz alınmıştır. Tüm serilerin logaritmik dönüşümleri yapılmıştır. Zaman serisi analizlerine başlamadan önce serilerin durağan olup olmadıkları belirlenmektedir. Çalışmada serilerin durağanlık analizlerini gerçekleştirmek üzere Genişletilmiş Dickey-Fuller (ADF), Phillips-Perron (PP) ve yapısal kırılmaları dikkate alan Zivot ve Andrews (ZA) birim kök testlerinden yararlanılmıştır. Dickey-Fuller (1979) yaklaşımında hata terimlerinin istatistiksel olarak bağımsız ve homojen olmaları varsayımı söz konusu iken Phillips-Perron (1988) yaklaşımında hata terimlerinin zayıf bağımlı ve heterojen oldukları varsayılmaktadır. ADF ve PP testi için sabitli ve sabitli-trendli modeller ele alınmıştır.

Zaman serilerindeki yapısal kırılmayı dikkate alan Zivot ve Andrews (1992), yapısal kırılmanın içsel olarak belirlendiği bir birim kök testi geliştirilmiştir. Zivot ve Andrews (1992), geliştirdikleri birim kök testini 3 model kapsamında açıklamaktadırlar. (1), (2) ve (3) numaralı denklemler sırasıyla Model A, B ve C'yi temsil etmektedir. Model A, sabitteki kırılmayı, Model B, trenddeki kırılmayı, Model C ise hem sabit hem de trenddeki kırılmayı incelemektedir.

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

$$y_t = \hat{\mu}^B + \hat{\gamma}^B DT_t^*(\hat{\lambda}) + \hat{\beta}^B t + \hat{\alpha}^B y_{t-1} + \sum_{j=1}^k \hat{c}_j^B \Delta y_{t-j} + \hat{e}_t \quad (2)$$

$$y_t = \hat{\mu}^C + \hat{\theta}^C DU_t(\hat{\lambda}) + \hat{\beta}^C t + \hat{\gamma}^C DT_t^*(\hat{\lambda}) + \hat{\alpha}^C y_{t-1} + \sum_{j=1}^k \hat{c}_j^C \Delta y_{t-j} + \hat{e}_t \quad (3)$$

(1), (2) ve (3) numaralı denklemlerde $DU_t(\hat{\lambda})$ eğer $t > T\lambda$ ise 1, değilse 0; $DT_t^*(\hat{\lambda})$, eğer $t > T\lambda$ ise $t - T\lambda$, değilse 0 değerleri verilerek oluşturulan kukla değişkenlerdir. T gözlem sayısını göstermek üzere $t = 1, 2, 3, \dots, T$ ve $T\lambda = T_B$ 'dir. λ (T_B/T) kırılma noktasını, T_B ise kırılma zamanını göstermektedir. Bu yöntemde ele alınan her seri yukarıdaki modeller dâhilinde $j = 2/T'$ den $j = (T - 1)/T'$ ye kadar EKK ile tahmin edilmektedir. $\alpha^i = 1$ 'i test etmek amacıyla t istatistikleri hesaplanarak istatistiğin en küçük olduğu dönem kırılma dönemi olarak belirlenmektedir (Zivot ve Andrews, 1992: 254-255). Hesaplanan minimum t istatistikleri Zivot ve Andrews (1992) tablo kritik değerleri ile karşılaştırılarak karar verilmektedir. Eğer hesaplanan t istatistiğinin mutlak değeri tablo kritik değerinin mutlak değerinden büyük ise serinin birim kök içerdiğini ifade eden sıfır hipotezi reddedilir ve serinin durağan olduğuna karar verilir.

Çalışmada seriler arasında uzun dönemli ilişki olup olmadığını test etmek üzere Pesaran vd. (2001)'in sınır testi yaklaşımından yararlanılmıştır. Sınır testi, serilerin bütünleşme dereceleri açısından bir koşul gözetmeksizin seriler arasındaki eş bütünleşme ilişkisinin tespitinde kullanılabilir. Otoregresif gecikmesi dağıtılmış model (ARDL) yaklaşımına dayalı Pesaran vd. (2001)'in sınır testinde öncelikle değişkenler arasında eş bütünleşme ilişkisinin varlığı sınanmaktadır. Daha sonra seriler arasında uzun dönem ilişkisi olduğu tespit edilmişse kısa ve uzun dönem katsayıları elde edilmektedir. Seriler arasında eş bütünleşme ilişkisinin varlığının sınanması amacıyla (4) numaralı denklem tahmin edilmiştir.

$$DLGSY\dot{H}_t = \beta_0 + \beta_1 LGSY\dot{H}_{t-1} + \beta_2 LBSE\dot{R}_{t-1} + \beta_3 D_t + \sum_{i=1}^p \delta_i DLGSY\dot{H}_{t-i} + \sum_{i=0}^q \alpha_i DLBSE\dot{R}_{t-i} + \varepsilon_t \quad (4)$$

(4) numaralı denklemde β , δ ve α katsayıları göstermektedir. D_t , D94, D01 ve D09 kukla değişkenlerini temsil etmektedir. D94, D01 ve D09 kukla değişkenleri sırasıyla 1994, 2001 ve 2009 yılları için 1, diğer yıllar için 0 değeri verilerek oluşturulan kriz kuklalarıdır.

(4) numaralı denklem uygun gecikme uzunlukları için tahmin edildikten sonra seriler arasındaki uzun dönem ilişki F istatistiği ile test edilmektedir. Ancak buradaki F istatistiğinin asimptotik dağılımı standart F dağılımına uymamaktadır (Yamak ve Erdem, 2017:86). Eğer hesaplanan test istatistiği Pesaran vd. (2001) tarafından belirlenmiş alt sınır değerlerinin (I(0)) altında kalırsa seriler

arasında eş bütünleşme ilişkisi olmadığını ileri süren sıfır hipotezi reddedilememektedir. Ancak eğer hesaplanan test istatistiği üst sınır değerlerini $I(1)$ aşıyorsa seriler arasında uzun dönem ilişkisi olduğu sonucuna varılmaktadır. Test istatistiğinin alt ve üst kritik sınırlar arasında kalması durumunda ise eş bütünleşme konusunda karar verilememektedir.

Sınır testi yaklaşımı ARDL modeline dayanmaktadır. ARDL modeli için ilk adımda optimal gecikme uzunlukları, AIC (Akaike) veya SHC (Schwartz) gibi bilgi kriterleri yardımı ile belirlenerek uygun ARDL modeli seçilir. İkinci olarak ilk adımda seçilen ARDL modelinden yararlanılarak uzun dönem katsayıları ve standart hataları elde edilir (Pesaran ve Shin, 1997:3). ARDL(p,q) modeli (5) numaralı denklemde gösterilmiştir.

$$LGSYİH_t = \beta_0 + \beta_1 D_t + \sum_{i=1}^p \delta_i LGSYİH_{t-i} + \sum_{i=0}^q \alpha_i LBSE_{t-i} + u_t \quad (5)$$

(5) numaralı denklemde β , δ ve α katsayıları; p ve q optimal gecikme uzunluklarını temsil etmektedir. Sınır testi ile çeşitli sınamalar ile seriler arasındaki eş bütünleşme ilişkisi tespit edildikten sonra ARDL(p,q) modelinin katsayılarından yararlanılarak uzun dönem katsayısı tahmin edilmektedir. Uzun dönem katsayısı, (6) numaralı eşitlikte gösterildiği gibi hesaplanmaktadır.

$$\frac{\alpha_0 + \alpha_1 + \dots + \alpha_q}{1 - \delta_1 - \delta_2 - \dots - \delta_p} \quad (6)$$

Uzun dönem katsayıları ile birlikte (7) numaralı denklemde sunulan hata düzeltme modeli tahmin edilerek kısa dönem katsayıları elde edilmektedir.

$$DLGSYİH_t = \beta_0 + \beta_1 D_t + \beta_2 EC_{t-1} + \sum_{i=1}^p \delta_i DLGSYİH_{t-i} + \sum_{i=0}^q \alpha_i DLBSE_{t-i} + v_t \quad (7)$$

(7) numaralı denklemde β , δ ve α katsayıları; p ve q optimal gecikme uzunluklarını ve EC, hata düzeltme terimini ifade etmektedir. Granger temsil teoremi gereği değişkenler arasında uzun dönem ilişkinin varlığı durumunda kısa dönem dinamikleri açısından hata düzeltme mekanizması çalıştırılmaktadır. (7) numaralı denklemdeki hata düzeltme terimi katsayısının (β_2) negatif ve istatistiksel olarak anlamlı olması uzun dönem nedenselliğe işaret ederken, kısa dönemli nedensellik için bağımsız değişken gecikmelerinin (α_i 'lerin) bir bütün olarak anlamlı olması gerekmektedir.

3. Ampirik Bulgular

Çalışmada öncelikle serilere ADF ve PP birim kök testleri uygulanarak serilerin durağan oldukları seviyeler araştırılmıştır. Tablo 2'de ADF ve PP birim kök testlerinin sonuçları yer almaktadır. Hem ADF hem de PP testine göre LBSE, LGSYİH ve LSANAYİ serileri birinci devresel farklarında durağandır. LHİZMET serisi için sabitli ve trendli ADF ve PP birim kök testi bulguları serinin seviyesinde durağan olduğunu ifade ederken LTARIM serisi için PP birim kök testi sabitli ve trendli model için serinin seviyesinde birim kök içermediğini savunmaktadır.

Tablo 2: ADF ve PP Birim Kök Testi

| Değişkenler | ADF | | PP | |
|-------------|---------------------------|---------------------------|-----------------------|-----------------------|
| | Sabitli | Sabitli ve Trendli | Sabitli | Sabitli ve Trendli |
| LBSE | -0.0268 (0) | -2.1566 (0) | -0.0136 | -2.2634 |
| LGSYİH | -0.3832 (0) | -3.2263 (0) | -0.3080 | -3.2263 |
| LSANAYİ | -0.8955 (0) | -2.8557 (0) | -0.8988 | -2.8557 |
| LHİZMET | -0.1511 (0) | -3.5543 (0) ^c | 0.2260 | -3.5939 ^b |
| LTARIM | 0.5684 (1) | -1.7738 (1) | 0.8503 | -4.7557 ^a |
| DLBSE | -5.0867 (0) ^a | -3.8099 (1) ^b | -5.1800 ^a | -5.0874 ^a |
| DLGSYİH | -6.0482 (0) ^a | -5.9343 (0) ^a | -6.0844 ^a | -5.9669 ^a |
| DLSANAYİ | -5.2134 (0) ^a | -5.1472 (0) ^a | -5.2138 ^a | -5.1473 ^a |
| DLHİZMET | -6.4007 (0) ^a | -6.2629 (3) ^a | -7.8363 ^a | -7.5880 ^a |
| DLTARIM | -10.9762 (0) ^a | -10.9693 (0) ^a | -12.1629 ^a | -14.7739 ^a |

Not: Parantez içindeki değerler Akaike Bilgi Kriteri'ne göre belirlenmiş olan optimal gecikme uzunluklarıdır. a, b ve c sırasıyla serinin %1, %5 ve %10 anlamlılık seviyesinde durağan olduğunu göstermektedir. D ise serilerin birinci farklarının alındığını ifade etmektedir.

Yapısal kırılmaları dikkate alan ZA birim kök testi bulguları Tablo 3’de sunulmuştur. Sabitte kırılmayı gösteren Model A’ya göre LBSEr değişkeni %10 anlamlılık düzeyinde birim kök içermemektedir. Genel ve sektörel GSYİH serilerinin seviyelerinde birim kök içerdiği, birinci devresel farklarında birim köke sahip olmadıkları tablodan izlenmektedir. Aynı şekilde beşeri sermaye değişkeninin de birinci devresel farkında her iki modele göre de durağan olduğu dikkatleri çekmektedir.

Tablo 3: ZA Birim Kök Testi

| | Model A | | Model C | |
|----------|---------------------------|------|---------------------------|------|
| | t | TB | t | TB |
| LBSEr | -4.8622 (0) ^c | 1994 | -4.6950 (0) | 1994 |
| LGSYİH | -3.8605 (0) | 1999 | -3.8849 (0) | 1999 |
| LSANAYİ | -3.4665 (0) | 2001 | -3.6332 (0) | 1999 |
| LHİZMET | -4.3014 (0) | 2005 | -4.1757 (0) | 2005 |
| LTARIM | -3.6962 (1) | 2011 | -4.0844 (1) | 2007 |
| DLBSEr | -5.8770 (0) ^a | 1993 | -6.1123 (0) ^a | 1996 |
| DLGSYİH | -6.5370 (0) ^a | 2003 | -6.4061 (0) ^a | 2003 |
| DLSANAYİ | -5.8318 (0) ^a | 2003 | -5.7404 (0) ^a | 2003 |
| DLHİZMET | -6.7431 (0) ^a | 2004 | -6.5945 (0) ^a | 2004 |
| DLTARIM | -11.6076 (0) ^a | 2009 | -11.3624 (0) ^a | 2009 |

Not: Parantez içindeki değerler optimal gecikme uzunluklarıdır. Optimal gecikme uzunlukları AIC’e göre belirlenmiştir. a ve c sırasıyla serinin %1 ve %10 anlamlılık seviyesinde durağan olduğunu göstermektedir. L, serilerin logaritmik dönüşüme tabi tutulduğunu; D ise serilerin birinci farklarının alındığını ifade etmektedir.

Birim kök testlerinin sonuçları temel alınarak seriler arasındaki uzun dönem ilişkinin araştırılmasında Pesaran vd. (2001)’nin sınır testi yaklaşımı kullanılmıştır. Pesaran vd. (2001)’nin sınır testi yaklaşımında öncelikle (4) numaralı denklem hem genel ekonomi hem de sektörler itibarıyla tahmin edilerek sınır testi F istatistik değerleri elde edilmiştir. Tablo 4’de sınır testi F istatistik bulgularının yanı sıra seçilen ARDL(p,q) modellerine, ARDL modelinin istikrarlı olup olmadığını test etmek üzere CUSUM ve CUSUM-SQ testlerine, ARDL denkleminin otokorelasyon ve değişen varyans içerip içermediğini test etmek üzere sırasıyla Lagrange çarpan testi (LM) ve White testi bulgularına da yer verilmiştir. Tablodan görüleceği üzere hem genel ekonomi düzeyinde hem de sektörler itibarıyla beşeri sermaye göstergesi olarak ele alınan yükseköğretim mezun sayısı ile GSYİH arasında uzun dönem ilişki söz konusudur. Tüm durumlarda hesaplanan sınır testi F istatistik değeri Pesaran vd. (2001)’in kritik tablo değerleriyle kıyaslandığında, %1 anlamlılık düzeyinde F istatistik değerlerinin üst sınır I(1) kritik tablo değerlerinden büyük olduğu, diğer bir ifadeyle seriler arasında eş bütünleşme ilişkisi olduğu gözlenmektedir.

Tablo 4: ARDL(p,q) Modeli ve Sınır Testi için Test İstatistiği

| Fonksiyon | F İst. | ARDL(p,q) | CUSUM | CUSUM-SQ | LM(1) | White |
|-------------------|----------------------|-----------|--------|----------|--------------------|--------------------|
| LGSYİH=f(LBSEr) | 21.7941 ^a | ARDL(1,0) | Stabil | Stabil | 0.0021 (0.9633) | 4.2770 (0.5103) |
| LSANAYİ=f(LBSEr) | 20.6801 ^a | ARDL(1,0) | Stabil | Stabil | 1.1198 (0.2899) | 1.9043 (0.8622) |
| LHİZMET= f(LBSEr) | 8.9145 ^a | ARDL(3,0) | Stabil | Stabil | 0.1935 (0.6600) | 8.7399 (0.2719) |
| LTARIM= f(LBSEr) | 8.1527 ^a | ARDL(2,0) | Stabil | Stabil | 0.3514 (0.5533) | 0.1257 (0.8315) |

Not: Modellerde optimal gecikme uzunlukları AIC kriterine göre belirlenmiştir. Kritik değerler %5 anlamlılık düzeyinde I(0) için 3.62 ve I(1) için 4.16; %1 anlamlılık düzeyinde I(0) için 4.94 ve I(1) için 5.58’dir. Parantez içindeki değerler olasılık değerlerini göstermektedir. Kritik değerler Pesaran vd. (2001)’e aittir.

ARDL modellerine ilişkin diagnostik kontroller kapsamında ardışık hata terimlerinin kümülatif toplamına dayanan CUSUM ve ardışık hata terimlerinin karelerinin kümülatif toplamına dayanan CUSUM-SQ grafikleri Ek'de yer almaktadır. Grafikler incelendiğinde tahmin edilen parametrelerin istikrarlı olduğu diğer bir ifadeyle yapısal kırılmanın söz konusu olmadığı gözlenmektedir. Ayrıca Lagrange çarpan testi (LM) ve White testi bulgularına göre, seçilen ARDL modellerinin hata terimleri arasında otokorelasyon söz konusu değildir ve hata terimleri sabit varyanslıdır.

Tablo 5: Uzun Dönem Katsayıları

| | LGSYİH=f(LBSER) | LSANAYİ=f(LBSER) | LHİZMET= f(LBSER) | LTARIM= f(LBSER) |
|-------|----------------------------------|----------------------------------|----------------------------------|----------------------------------|
| Sabit | 19.8183 ^a (0.4976) | 18.3236 ^a (0.5311) | 19.7578 ^a (5.1663) | 20.4003 ^a (0.5263) |
| LBSER | 0.4380 ^a (0.0380) | 0.4649 ^a (0.0403) | 0.4678 ^b (0.2178) | 0.2107 ^a (0.0455) |

Not: Parantez içindeki değerler standart hataları göstermektedir. a, b ve c sırasıyla katsayının 0.01, 0.05 ve 0.10 düzeyinde anlamlı olduğunu ifade etmektedir.

Seçilen ARDL modellerinden yararlanılarak tahmin edilen uzun dönem sabit terim ve beşeri sermaye katsayıları ile ilgili katsayılara ilişkin standart hatalar Tablo 5'de yer almaktadır. Genel ekonomi kapsamında yükseköğretim mezun sayısındaki %1'lik artışın GSYİH'ı %0.4380 artırdığı tablodan izlenmektedir. Sektörler bazında esneklik katsayılarına bakıldığında en yüksek esneklik katsayısının 0.4678 ile hizmetler sektörüne ait olduğu, hizmetler sektörünü takiben sanayi sektörünün beşeri sermaye esneklik katsayısının 0.4649 olduğu ve tarım sektörü beşeri sermaye esneklik katsayısının ise 0.2107 ile en düşük değere sahip olduğu dikkatleri çekmektedir. Sektörler açısından tarım sektöründe beşeri sermaye göstergesi olarak ele alınan yükseköğretim mezun sayısının tarım sektörü çıktısı üzerindeki etkisinin zayıf olduğu, yükseköğretim mezun sayısındaki %1'lik artışın tarım sektörü çıktısını sadece %0.2107 düzeyinde artırdığı tespit edilmiştir. Analizler neticesinde sırasıyla hizmetler ve sanayi sektörleri itibariyle eğitimin sektörel büyümeye sağladığı katkının önemli düzeyde olduğu ortaya çıkmıştır.

Tablo 6'da hem genel ekonomi hem de sektörler itibariyle hata düzeltme modeli bulgularına ilişkin özet bilgi sunulmuştur. Tablodan gözleneceği üzere 4 model için hata düzeltme terimi katsayısı negatif ve istatistiksel olarak anlamlıdır. Bu durum hem genel ekonomi hem de tüm sektörler için beşeri sermayeden GSYİH'ya doğru uzun dönem nedensellik ilişkisini kanıtlamaktadır. Bunun yanı sıra Wald (F) testi bulguları beşeri sermayeden hem genel ekonomik büyümeye hem de sektörel büyümeye doğru kısa dönemde nedensellik ilişkisi olduğunu göstermektedir. Tarım sektörü itibariyle kısa dönem ilişkinin istatistiksel olarak daha zayıf olduğu vurgulanabilir. Elde edilen hata düzeltme modeli bulguları aynı zamanda hem genel ekonomi hem de sektörler bazında elde edilen uzun dönem ilişkiyi doğrular nitelikte gerçekleşmiştir.

Tablo 6: Hata Düzeltme Modeli

| | GSYİH=f(BSER) | SANAYİ=f(BSER) | HİZMET= f(BSER) | TARIM= f(BSER) |
|----------|----------------------------------|----------------------------------|----------------------------------|----------------------------------|
| EC(-1) | -0.1121 ^b (0.0449) | -0.1260 ^b (0.0537) | -0.0437 ^a (0.0143) | -0.1970 ^b (0.0853) |
| Wald (F) | 18.3711 ^a | 14.3509 ^a | 6.7531 ^b | 2.7928 ^c |

Not: a, b ve c sırasıyla katsayının 0.01, 0.05 ve 0.10 düzeyinde anlamlı olduğunu ifade etmektedir. Katsayılara ilişkin standart hatalar değişen varyans ve ardışık bağımlı tutarlı (Heteroskedasticity and Autocorrelation Consistent-HAC) dirençli standart hatalardır (Newey-West, 1987).

4. Sonuç

Çalışmada insan sermayesinin ekonomik büyüme üzerindeki etkisinin genel ekonomi düzeyinde ve ekonominin tarım, sanayi ve hizmetler gibi genel sektörleri bazında etkisini ortaya koymak amacıyla Türkiye için 1988-2015 dönemine ilişkin yıllık veri seti kullanılmıştır. Beşeri sermaye göstergesi olarak yükseköğretim mezun sayısı ele alınmıştır. Yükseköğretim mezun sayısı ile GSYİH

arasındaki eş bütünleşme ilişkisi hem genel ekonomi hem de sektörler bazında Pesaran vd. (2001)'nin sınır testi yaklaşımı kullanılarak araştırılmıştır.

Çalışmadan edinilen bulgulara göre gerek genel ekonomi düzeyinde gerekse de sektörel bazda GSYİH serileri ile yükseköğretim mezun sayısı arasında uzun dönem ilişki söz konusudur. Yükseköğretim mezun sayısındaki artışın çıktığı en çok artırdığı sektör hizmetler sektörü iken en az etkilediği sektör tarım sektörüdür. Şöyle ki, yükseköğretim mezun sayısındaki %1'lik artış tarım sektörü GSYİH'sını %0.2107 düzeyinde artırırken; sanayi sektörü GSYİH'sını % 0.4649 ve hizmetler sektörü GSYİH'sını %0.4678 düzeyinde artırmaktadır.

Hata düzeltme modeli kapsamında kısa dönem dinamikleri incelendiğinde, elde edilen negatif ve istatistiksel olarak anlamlı hata düzeltme katsayıları kapsamında hem sektörler bazında hem de genel ekonomi düzeyinde beşeri sermayeden ekonomik büyümeye doğru uzun dönem nedensellik ilişkisi olduğu gözlenmiştir. Ayrıca beşeri sermayeden ekonomik büyümeye doğru kısa dönem nedensellik ilişkisi olduğu yönünde bulgulara da ulaşılmıştır.

Tarım sektörü itibarıyla elde edilen düşük esneklik katsayısı, tarımsal üretimde yüksek düzeyde eğitim gerektiren işlerin az sayıda olduğunu göstermektedir. Bu kapsamda yükseköğretime sahip işçiler için tarım sektörünün uygun bir piyasa olmadığı ifade edilebilir. Yükseköğretimin hizmetler sektörü büyümesi üzerinde önemli bir rol oynamasının nedeni özellikle bu sektördeki işlerin yüksek düzeyde eğitim gerektirmesi ile açıklanabilir. İnşaat, ulaştırma, ticaret, finans ve sigortacılık faaliyetlerini kapsadığı için hizmetler sektörüne ilişkin çıktı diğer sektörlerle kıyasla yükseköğretime daha fazla tepki vermektedir. Ele alınan dönem itibarıyla sanayileşme sürecinde ilerlemekte olan Türkiye için yükseköğretimin sanayi sektörü üzerindeki etkisinin önemli düzeyde olduğu ifade edilebilir.

Çalışmada edinilen bulgular Simoes ve Duarte (2013), Kılıç (2014), Özcan (2014) ve Katırcıoğlu vd. (2017)'nin bulguları ile paralellik sergilemektedir. Çalışmada GSYİH hem genel ekonomi hem de sektörler bazında analizlere dahil edilirken beşeri sermayeyi temsil etmek üzere ele alınan yükseköğretim mezun sayısı itibarıyla herhangi bir alt kategoriye gidilememiştir. Mezun sayılarının mezun olunan programlar çerçevesinde ele alınarak yükseköğretimin sektörel büyüme üzerindeki etkisinin ilgili bilim dalları kapsamında değerlendirilmesi kuşkusuz daha kapsamlı bulgular sunacaktır.

Kaynakça

- Afşar, M. (2009). Türkiye'de Eğitim Yatırımları ve Ekonomik Büyüme İlişkisi. *Anadolu Üniversitesi Sosyal Bilimler Dergisi*, 9(1), 85-98.
- Altăr, M., Necula, C. ve Bobeică, G. (2008). Modeling the Economic Growth in Romania. The Role of Human Capital. *Romanian Journal of Economic Forecasting*, 9(3), 115-128.
- Altıntaş, H. ve Çetintaş, H. (2010). Türkiye'de Ekonomik Büyüme, Beşeri Sermaye ve İhracat Arasındaki İlişkilerin Ekonometrik Analizi: 1970 -2005. *Erciyes Üniversitesi İİBF Dergisi*, 0(36), 33-56.
- Akanbi, O. A. (2011). The Macroeconomic Determinants of Technological Progress in Nigera. *South African Journal of Economic and Management Sciences*, 14(3), 282-297.
- Aksu, L. (2017). Türkiye'de İstihdam, Verimlilik ve İktisadi Büyüme İlişkilerinin Analizi. *İktisat Politikası Araştırmaları Dergisi*, 4(1), 39-94.
- Arrow, K. (1962). *Economic Welfare and the Allocation of Resources for Invention. The Rate and Direction of Inventive Activity: Economic and Social Factors*. National Bureau of Economic Research Inc., 609-626, New Jersey: Princeton University Press.

- Awan, A. G., Firidi, M. Z. ve Ahmad, H. (2015). Human Capital Formation and Economic Performance: A Case Study of Pakistan. *Journal of Economics and Sustainable Development*, 6(3), 96-105.
- Ay, A. ve Yardımcı, P. (2008). Türkiye’de Beşeri Sermaye Birikimine Dayalı Ak Tipi İçsel Ekonomik Büyümenin Var Modeli ile Analizi. *Maliye Dergisi*, 155, 39-54.
- Bal, H., Algan, N., Manga, M. ve Kandır, E. (2014). Beşeri Sermaye ve Ekonomik Büyüme İlişkisi: BRICS Ülkeleri ve Türkiye Örneği. *International Conference On Eurasian Economies*, 795-803, Üsküp, Makedonya. Erişim Adresi: <https://www.avekon.org/papers/923.pdf> (18.05.2016).
- Barro, R. (1991). Economic Growth in a Cross Section of Countries. *Quarterly Journal of Economics*, 106 (2), 407-444.
- Becker, G. S. (1962). Investment in Human Capital: A Theoretical Analysis. *The Journal of Political Economy*, 70(5), 9-49.
- Bildirici, M., Orcan, M., Sunal, S. ve Aykaç, E. (2005). Determinants of Human Capital Theory, Growth and Brain Drain; An Econometric Analysis for 77 Countries. *Applied Econometrics and International Development*, 5(2), 109-140.
- Boccanfuso, D., Savard, L. ve Savy, B. E. (2009). Human Capital and Growth: New Evidences from African Data. *Groupe de Recherche en Économie et Développement International, Working Paper*, 9(24), 1-25.
- Breton, T. R. (2015). Human capital and Growth in Japan: Converging to the Steady State in a 1% World. *Journal of the Japanese and International Economies*, 36, 78-89.
- Chambers, N. ve Çifter, A. (2006). Beşeri Sermayenin Karşılaştırmalı Analizi. *Muhasebe ve Finans Dergisi*, 29, 51-63.
- Çalışkan, Ş., Karabacak, M. ve Meçik, O. (2013). Türkiye’de Eğitim-Ekonomik Büyüme İlişkisi: 1923-2011 (Kantitatif bir Yaklaşım). *Yönetim Bilimleri Dergisi*, 11(21), 29-48.
- Çakmak, E. ve Gümüş, S. (2005). Türkiye’de Beşeri Sermaye ve Ekonomik Büyüme: Ekonometrik Bir Analiz. *Ankara Üniversitesi SBF Dergisi*, 60(1), 60-72.
- Çetin, M. ve Ecevit, E. (2010). Sağlık Harcamalarının Ekonomik Büyüme Üzerindeki Etkisi: OECD Ülkeleri Üzerine Bir Panel Regresyon Analizi. *Doğuş Üniversitesi Dergisi*, 11(2), 166-182.
- Demir, O., Üzümcü, A. ve Duran, S. (2006). İçsel Büyümede İçselleşme Süreçleri: Türkiye Örneği. *Dokuz Eylül Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*, 21(1), 27-46.
- Denison, E. F. (1962). *The Sources of Economic Growth in the U.S.A. and Alternatives Before Us (3th ed.)*. New York: Committee for Economic Development.
- Denison, E. F. (1974), *Accounting for the United States Economic Growth, 1929-1969*. California: The Brookings Institution.
- Dickey, D. ve Fuller, W. A. (1979). Distribution of the Estimates for Autoregressive Time Series with a Unit Root. *Journal of the American Statistical Association*, 74, 427-431.
- Doğrul, A. N. ve Özer, M. (2009). Türkiye’de Eğitim Harcamalarının Farklı İllerin Üretim Düzeyleri Üzerine Etkileri: Panel Veri Analizi. *Selçuk Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Sosyal ve Ekonomik Araştırmalar Dergisi*, 18, 215-230.
- Erdoğan, S. ve Yıldırım, D. Ç. (2009). Türkiye’de Eğitim-İktisadi Büyüme İlişkisi Üzerine Ekonometrik Bir İnceleme. *Bilgi Ekonomisi ve Yönetimi Dergisi*, 4, 11-22.

- Eriçok, R. E. ve Yılandı, V. (2013). Eğitim Harcamaları ve Ekonomik Büyüme İlişkisi: Sınır Testi Yaklaşımı. *Bilgi Ekonomisi ve Yönetimi Dergisi*, 8(1), 87-101.
- Ersoy, B. A. ve Yılmaz, M. (2007). Beşeri Sermayeyi İçselleştiren Büyüme Modellerinde Kamu Eğitim Harcamalarının Rolü: Panel Eşbütünlük Analiz. *Marmara Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*, 23(2), 389-410.
- Gemmell, N. (1996). Evaluating the Impacts of Human Capital Stocks and Accumulation on Economic Growth: Some New Evidence. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 58(1), 9-28.
- Inglesi-Lotz, R., Van Eyden, R. ve Du Toit, C. (2014). The Evolution and Contribution of Technological Progress to the South African Economy: Growth Accounting and Kalman Filter Application. *Applied Econometrics and International Development*, 14(1), 175-188.
- İsmihan, M. ve Özcan, K. M. (2006). Türkiye Ekonomisinde Büyümenin Kaynakları: 1960-2004. *İktisat İşletme Finans*, 21(241), 74-86.
- Jones, C. I. (1996). Human Capital, Ideas, and Economic Growth. *International Economic Seminar on Finance, Research, Education, and Growth*, 1-28, Rome.
- Judson, R. (2002). Measuring Human Capital Like Physical Capital: What Does It Tell Us?. *Bulletin of Economic Research*, 54(3), 209-231.
- Kar, M. ve Ağır, H. (2006). Türkiye’de Beşeri Sermaye ve Ekonomik Büyüme İlişkisi: Eşbütünlük Yaklaşımı ile Nedensellik Testi, 1926-1994. *Sosyal ve Ekonomik Araştırmalar Dergisi*, 6(11), 51-68.
- Keskin, A. (2011). Ekonomik Kalkınmada Beşeri Sermayenin Rolü. *Atatürk Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Dergisi*, 25(3-4), 125-153.
- Kılıç, Y. (2014). Turizm sektörü istihdamının Eğitim Durumu ve İnsan Gücü Planlaması. *Eğitim Bilimleri Araştırmaları Dergisi*, 4(1), 419-436.
- Kızılkaya, O. ve Koçak, E. (2014). Kamu Eğitim Harcamaları ve Ekonomik Büyüme İlişkisi: Seçilmiş OECD Ülkeleri Üzerine Bir Panel Veri Analizi. *Ekonomi Bilimleri Dergisi*, 6(1); 17-32.
- Koç, A. (2013). Beşeri Sermaye ve Ekonomik Büyüme İlişkisi: Yatay Kesit Analizi ile AB Ülkeleri Üzerine Bir Değerlendirme. *Maliye Dergisi*, 165, 241-258.
- Kraipornsak, P. (2009). Roles Of Human Capital And Total Factor Productivity Growth As Sources Of Growth: Empirical Investigation In Thailand. *International Business & Economics Research Journal*, 8(12), 37-52.
- Lee, E. K. (2012). Higher Education Expansion and Economic Growth in Japan and South Korea. Yayımlanmamış Doktora Tezi). University of Pittsburgh, Pittsburgh.
- Lin, T. C. (2004). The Role of Higher Education in Economic Development: An Empirical Study of Taiwan Case. *Journal of Asian Economics*, 15(2), 355-371.
- Lucas, R. E. (1988). On the Mechanics of Economic Development. *Journal of Monetary Economics*, 22(1), 3-42.
- Mallick, L. ve Dash, D. P. (2015). Does Expenditure on Education Affect Economic Growth in India? Evidence from Cointegration and Granger Causality Analysis. *Theoretical and Applied Economics*, 22(4), 63-74.
- Mankiw, N. G., Romer, D. ve Weil, D. N. (1992). A Contribution to the Empirics of Economic Growth. *The Quarterly Journal of Economics*, 107(2), 407-437.

- Martín, M. G. ve Herranz, A. Á. (2004). Human Capital and Economic Growth in Spanish Regions. *International Advances in Economic Research*, 10(4), 257-264.
- Mincer, J. (1958). Investment in Human Capital and Personal Income Distribution. *The Journal of Political Economy*, 66(4), 281-302.
- Mincer, J. (1974), *Schooling, Experience and Earnings*, New York: National Bureau for Economic Research, Columbia University Press.
- Özcan, Ab. (2011). Türkiye İmalat Sanayinde Toplam Faktör Verimliliği ve Beşeri Sermaye İlişkisi. *Çukurova Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü Dergisi*, 20(2), 223-242.
- Özşahin, Ş. ve Karaçor, Z. (2013). Ekonomik Büyümenin Belirleyicilerinden Biri Olarak Beşeri Sermaye: Yükseköğretimin Türkiye Ekonomisi İçin Önemi. *Niğde Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*, 6(1), 148-162.
- Pegkas, P. (2014). The Link Between Educational Levels and Economic Growth: A Neoclassical Approach for the Case of Greece. *International Journal of Applied Economics*, 11(2), 38-54.
- Pelinescu, E. (2015). The Impact of Human Capital on Economic Growth. *Procedia Economics and Finance*, 22, 184-190.
- Peneder, M. (2007). A sectoral taxonomy of educational intensity. *Empirica*, 34(3), 189-212.
- Recepoğlu, M. ve Zuhul, M. (2017). Türkiye’de Eğitim Yatırımları ile Yerel Ekonomik Büyüme Arasındaki İlişki: Bölgesel Dinamik Panel Nedensellik Analizleri. *Uluslararası Bilimsel Araştırmalar Dergisi*, 2(8), 1-11.
- Phillips, P. ve Perron, P. (1988). Testing for a Unit Root in Time Series Regression. *Biometrika*, 75, 335-346.
- Romer, P. M. (1986). Increasing Returns and Long-Run Growth. *The Journal of Political Economy Economic Review*, 96, 1002-1037.
- Sacerdoti, E., Brunschwig, S. ve Tang, J. (1998). The Impact of Huma Capital on Growth: Evidence from West Africa. *IMF Working Paper*, 98(162), 1-34.
- Schultz, T. W. (1961). Investment in Human Capital. *The American Economic Review*, 51(1), 1-17, www.jstor.org/stable/1818907, (2.11.2015).
- Simoës, M. C. N. ve Duarte, A. (2013). Human Capital and Growth in a Services Economy: the Case of Portugal. *Estudos do Gemf*, 21, 1-43.
- Solow, R. M. (1956), A Contribution to the Theory of Economic Growth. *Quarterly Journal of Economics*, 70, 65-94
- Solow, R. M. (1957). Technical Change and the Aggregate Production Function. *Review of Economics and Statistics*, 39(3), 312-320.
- Son, L. ve Noja, G. G. (2013). The Role of the Human Capital and Investment in Human Capital Within the Sustainable Socio-Economic Development. How Labour Force Migration Affects Competitiveness?. *Theoretical and Applied Economics*, 10(587), 111-126.
- Sunde, U. ve Vischer, T. (2015). Human Capital and Growth: Specification Matters. *Economica*, 82 (326), 368-390.
- Şimşek, M. ve Kadılar, C. (2010). Türkiye’de Beşeri Sermaye, İhracat ve Ekonomik Büyüme Arasındaki İlişkinin Nedensellik Analizi. *C.Ü. İktisadi ve İdari Bilimler Dergisi*, 11, 115-140.
- Taban, S. ve Kar, M. (2006). Beşeri Sermaye ve Ekonomik Büyüme: Nedensellik Analizi, 1969-2001. *Sosyal Bilimler Dergisi*, 1, 159-182.

- Tatođlu, F. Y. (2011). The Relationships Between Human Capital Investment and Economic Growth: A Panel Error Correction Model. *Journal of Economic and Social Research*, 13(1), 77-90.
- Teixeira, A. A. C. ve Queirós, A. S. S. (2016). Economic Growth, Human Capital and Structural Change: A Dynamic Panel Data Analysis. *Reserach Policy*, 45(8), 1636-1648.
- Thamma-Apiroam, R. (2015). Approaches for Human Capital Measurement with an Empirical Application for Growth Policy. *Asian Social Science*, 11(26), 309-322.
- Umutlu, G., Yılmaz, F. A. ve Günel, S. (2011). Ekonomik Büyüme Farklılıklarının İncelenmesi: OECD Ülkeleri İçin Bir Uygulama. *SÜ İİBF Sosyal ve Ekonomik Araştırmalar Dergisi*, 16(22), 351-372.
- Uzawa, H. (1965). Optimum Technical Change in an Aggregative Model of Economic Growth. *International Economic Review*, 6(1), 18-31.
- Yamak, R. ve Koçak, N. A. (2007). Bilgi Teknolojisi Harcamalarının Ekonomik Büyüme Üzerine Etkileri: 1993-2005. *Bilgi Ekonomisi ve Yönetimi Dergisi*, 2(1), 1-10.
- Yamak, R. ve Erdem, H. F. (2017). *Uygulamalı Zaman Serisi Analizleri (1. Baskı)*. Trabzon: Celepler Matbaa Yayın ve Dağıtım.
- Yıldız, E. (2017). Türkiye’de 1923-2016 Dönemi Yükseköğretim ve Ekonomik Büyüme İlişkisi. *Researcher: Social Science Studies*, 5(3), 112-125.
- Yaylalı, M. ve Lebe, F. (2011). Beşeri Sermaye ile İktisadi Büyüme Arasındaki İlişkinin Ampirik Analizi. *Marmara Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Dergisi*, 30(1), 23-51.
- Zivot, E. ve Andrews, D. W. K. (1992). Further Evidence on The Great Crash, the Oil Price Shock, and the Unit Root Hypothesis. *Journal of Business and Economic Statistics*, 10, 251-270.

THE IMPACT OF THE HIGH EDUCATION ON ECONOMIC GROWTH IN TURKEY

Extended Abstract

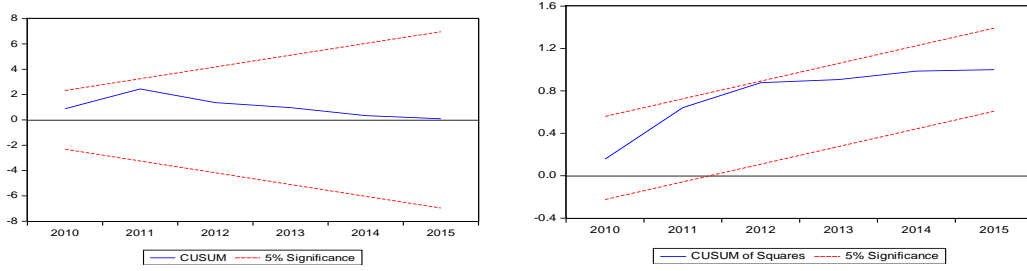
Aim: The human capital is one of the most important aspects of economic growth. Human capital plays a main role in explaining the macroeconomic performances of countries. In particular, with development in information and technology intensive production, the importance of human capital on the long-term sustainable economic growth has come into prominence in literature. The relationship between human capital and economic growth is a theoretically debated and empirically tested issue. There are numerous studies investigating the relationship between general economic growth and human capital. On the other hand, there has been a limited body of works which have attempted to test empirically the relationship between sectoral growth and human capital. In this study, the effect of human capital which represented by the number of graduates from higher education on economic growth was investigated on the basis of general sectors of the economy such as agriculture, industry and services in Turkey. The data are yearly and cover the period of 1988-2015. All data come Turkish Statistical Institute. In this study, the bounds testing approach developed by Pesaran et al. (2001) was used to examine the long-run relationships between the number of graduates from higher education and economic growth. Error correction model was employed for short run dynamics in the study.

Method(s): In order to determine the long run and the short run relationships between economic growth and human capital, the Autoregressive Distributed Lag (ARDL) bounds testing approach developed by Pesaran et al.(2001) and error correction model were employed in the study. The ARDL approach does not require prior knowledge on the order of integration of the variables. It can be easily used for the variables with different orders of integration. At this point, it should be noted that all variables must be I(0) or I(1). In addition, the ARDL approach has some certain advantages in comparison with other conventional co-integration methods such as Engle-Granger and Johansen-Juselius methods. Among others, the most important advantage of this technique is that it gives the possibility of short and long run parameters of the model simultaneously by using the unrestricted ARDL error correction model.

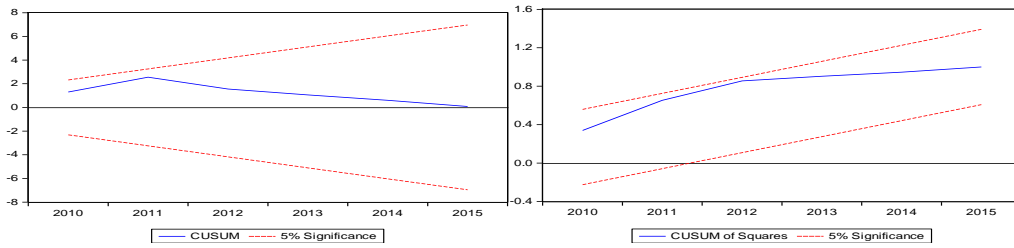
Findings: As the results of the bounds test, it was found that there are long-run relationships between human capital and general / sectoral economic growth. According to the long-run coefficients, that 1 percentage increase in the number of higher education graduates causes 0.4678 percentage increase Gross Domestic Product for service sector. The results of this study show that 1 percentage increase in the number of higher education graduates increase 0.4649 percentage output for industry sector and 0.2107 percentage output for agriculture sector. While the sector the most affected by human capital is service, agriculture sector is the least sensitive to the number of higher education graduates. According to the results of the error correction model, there is evidence of causality from the number of higher education graduates to both general and sectoral economic growth in the short run. The long-run causality from the number of higher education graduates to general/sectoral economic growth is supported by the coefficients of the error-correction terms, which have been found to be negative and statistically significant.

Conclusion: Findings obtained in this study supports Simoes and Duarte (2013), Kilic (2014), Ozcan (2014) and Katircioglu et al. (2017). As the results of the analysis, it was found that the services sector responds more to higher education than other sectors. Because the services sector covers construction, transportation, trade, finance and insurance activities, it can be stated that the output of the services sector is more responsive to higher education compared to industry and agriculture sectors. For the industrial sector, the impact of human capital on economic growth is very close to the value of the services sector. The services such as construction, transportation, trade, finance and insurance share many characteristics with manufacturing.

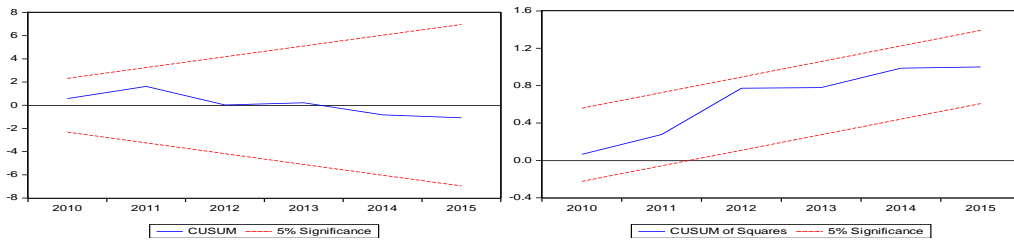
A1: CUSUM and CUSUM-SQ Graphs of General Economy



A2: CUSUM and CUSUM-SQ Graphs of Industry



A3: CUSUM and CUSUM-SQ Graphs of Services



A4: CUSUM and CUSUM-SQ Graphs of Agriculture

