

TÜRKİYE'DE EĞİTİM-EKONOMİK BÜYÜME İLİŞKİSİ: YAPISAL KIRILMALI BİRİM KÖK VE EŞBÜTÜNLEŞME ANALİZİ

Tuncer GÖVDELİ¹

Özet

Bu çalışmada, Türkiye'de eğitim ile ekonomik büyüme arasındaki ilişki 1923 ile 2014 dönemi için incelenmiştir. Bu amaçla, ilk olarak değişkenlerin birim kök içerip içermediği analiz edilmiştir. Kullanılan geleneksel birim kök testleri ve yapısal kırılmaya izin veren birim kök testlerine göre seriler $I(1)$ 'dir. Seriler arasında eşbütünleşme ilişkisini test etmek için çoklu yapısal kırılmalara izin veren Maki (2012) Eşbütünleşme Testi kullanılmıştır. Seriler arasında eşbütünleşme ilişkisi bulunduğundan sonra, FMOLS Eşbütünleşme Katsayı Tahmircisi kullanılmıştır. Son olarak Hacker ve Hatemi (2006) Bootstrap Nedensellik analizi yapılmıştır. Yapılan analizler sonucu, eğitim göstergeleriyle ekonomik büyüme arasında uzun dönemli ilişki olduğu ortaya çıkmıştır. İlköğretimde, lisede ve üniversitede okuyan öğrenci sayısı ile ekonomik büyüme arasında uzun dönemde pozitif ilişki vardır. Ayrıca, nedensellik analizinin sonuçlarına göre, ilköğretimde okuyan öğrenci sayısından ekonomik büyümeye doğru ve ekonomik büyümeden lisede okuyan öğrenci sayısına doğru tek yönlü nedensellik ilişkisi tespit edilmiştir.

Anahtar kelimeler: Eğitim, Ekonomik Büyüme, Yapısal Kırılmalı Birim Kök ve Eşbütünleşme Testi, Türkiye.

Jel Kodları: C32, I25, O4

RELATIONSHIP BETWEEN EDUCATION AND ECONOMIC GROWTH IN TURKEY: UNIT ROOT AND COINTEGRATION TESTS WITH STRUCTURAL BREAKS

Abstract

In this study, the relationship between education and economic growth in Turkey is examined for the 1923 and 2014 period. For this purpose, first, the variables were analyzed to determine whether it contains a unit root. According to traditional unit root tests and allowing structural breaks unit root tests, the series are $I(1)$. The cointegration relationship between the series was tested by allowing for multiple structural breaks Maki (2012) Cointegration Test. After finding cointegration relationship between the series, FMOLS Cointegration Coefficient Estimator is used. Finally, Hacker and Hatemi (2006) Bootstrap Causality analysis was conducted. Result of the analysis, there appeared to be the long term relationship between education indicators and economic growth. There is long-run relationship between the number of students in primary education, in high school and in university with economic growth. Moreover, according to the results of causality analysis, there is a direction of causality is from number of students in primary education to economic growth, a direction of causality is economic growth to number of students in high school.

Keywords: Education, Economic Growth, Unit Root and Cointegration Test with Structural Breaks, Turkey.

Jel Codes: C32, I25, O4

¹ Arş. Gör. Gaziantep Üniversitesi, İktisat Bölümü, Şehitkamil/Gaziantep (tgovdeli@hotmail.com)

GİRİŞ

Sermayenin en değerli olanının insana yatırım olduğunu 1890'ların başında Alfred Marshall belirlemiştir. Eğitime yapılan yatırımlar sayesinde uzun dönemde getirisinin çok fazla olacağını Benjamin Franklin ifade etmiştir. Beşeri sermayeyle ilgili görüşleri derinleştiren Gery Becker, 1964 yılında yayımlanan kitabına da ismini verdiği beşeri sermaye kavramını literatüre kazandırmıştır ve Gery Becker'e göre eğitim yatırımdır (Altıntaş-Çetintaş, 2010). İktisadi büyümeyi, fiziksel sermaye gücü ve beşeri sermaye gücü belirlemektedir. Sağlık ve eğitim alanındaki nicel ve nitel gelişmeler ile beşeri sermayenin gücü fazlalaşmaktadır. Eğitime yapılan yatırımların artması ile eğitim kalitesinin yükselmesi, emeğin üretim becerisinin artmasına, böylece hasıla miktarının artmasına sebep olmaktadır (Erdoğan-Yıldırım, 2009).

Beşeri sermayenin önemi, içsel büyüme modellerinde ciddi şekilde belirtilmektedir. Beşeri sermaye kavramı büyümenin temel kaynağını oluşturmaktadır ve kişilerin veya toplumun sahip olduğu eğitim düzeyi, yetenekler, beceri, bilgi, sağlık durumu ve toplumsal ilişkilerdeki yeri vb. kavramların hepsini ifade etmek için kullanılmaktadır (Tansel-Güngör, 1997).

Beşeri sermayenin ekonomik büyüme üzerindeki etkileri literatürde son dönemde yaygın olarak araştırılmaktadır. Özellikle eğitime yapılan yatırımların kısa ve uzun dönemde ekonomik büyümeye olumlu katkı sağlayacağı bilinen bir gerçektir. Gelişmiş ülkelerde yapılan eğitim harcamalarının az gelişmiş ülkelerde yapılan eğitim harcamalarına kıyasla oldukça fazla olduğu görülmektedir. Bu nedenle gelişmiş ülkeler ile az gelişmiş ülkeler arasındaki gelişmişlik düzeyi giderek artmaktadır. Örneğin, Güney Kore, Singapur, Hong Kong ve Tayvan gibi ülkeler de beşeri sermayeye önemli yatırım yapıldığından gelişmişlik seviyesi önemli oranda büyümüştür. Bunun en önemli sebebi, bu ülkelerin yüksek teknolojiye sahip ürünleri ve beşeri sermayeyi daha kolay ve daha seri biçimde kullanarak, üretim ve çalışma proseslerinde etkinlik ve verimliliklerini arttırabilmesidir (Çoban, 2004).

Ülkelerin kalkınmışlık düzeyini belirleme de kullanılan en önemli kriterlerden birisi, o ülkenin sahip olduğu kalifiye işgücü niteliğidir. Gelişmiş ülkelerde ki kalifiye işgücünün yeterli miktarda ve nitelikte olduğu görülmektedir. Gelişmekte olan ve ya az gelişmiş olan ülkelerin büyük bir çoğunluğunda kalifiye işçilerin yeterli olmadığı bilinmektedir ve bu yüzden bu ülkeler ciddi sorunlar yaşamaktadırlar (Şimşek, 1999).

Eğitim ile ekonomik arasındaki ilişkiyi inceleyen çalışmalar 1990'lı yıllardan sonra artmıştır ve ortaya çıkan sonuçlar birbirleriyle çelişmektedir. Hem ulusal hem de uluslararası arenada artan gelir adaletsizliği ile artan yoksulluk sebebiyle bu konularda yapılan araştırmalar sayıcı artmıştır. Yoksullukla mücadele ve gelir dağılımının iyileştirilmesi çabasının en önemli unsurlarından biri olan eğitim gündemdeki yerini almıştır. Eğitime bu yönlü değer katan özellikler ise, eğitimin mikro düzeyde kişisel geliri ve makro düzeyde ekonomik büyümeyi belirleyen önemli faktörlerden biri olmasıdır. Bu konulardaki ampirik çalışmaların temel amacı, eğitim ile ekonomik büyüme arasında var olduğu öngörülen ilişkinin geçerliliğiyle ilgili kanıt bulmak oluşturmuştur (Taş-Yenilmez, 2008).

Bir ülkedeki gelişmişlik seviyesi, o ülkedeki eğitimin kaliteli ve sürekli olmasına bağlıdır. Böylece, insanların kazandıkları bilgi ve becerilerle ekonomik büyümeye yapabilecekleri katkısı ciddi oranda artacaktır. Bireylerin bilinçlenmesi, arama, çalışma, öğrenme ve düşünme isteği ile donatılması lazımdır. Bu nedenle, sosyo-ekonomik gelişmenin en önemli unsuru ve verimlilik artışının en önemli parçası, işgücünün ve toplumun eğitim seviyesidir. Dışa açılma ve uluslararası arenada rekabet edebilir hale gelmeye çalışan ekonomimizin nitelikli insan gücü ihtiyacının karşılanması gerekmektedir.

Eğitim ile ekonomi arasındaki ilişki, kalkınma üzerinde odaklanmaktadır. İşgücünün veriminin artırılması, sürdürülebilir sosyal ve ekonomik kalkınmanın desteklenerek ivmelendirilmesi, değişim ve ilerlemenin anahtarı olan eğitimin görevi olduğu bir olgudur (Çakmak, 2008).

I. YAZIN TARAMASI

Eğitim ile ekonomik büyüme arasındaki ilişkiyi inceleyen pek çok çalışma vardır. Yapılan çalışmalardan bazıları; Eriçok ve Yıllancı (2013), eğitim harcamaları ve ekonomik büyüme ilişkisini sınır testi yardımıyla analiz etmişlerdir. Yapılan çalışmada, Gayrisafi Yurtiçi Hasıla serisi ile konsolide bütçeden eğitim harcamalarına ayrılan kısmı gösteren eğitim harcamaları serileri incelenmiştir. Çalışmada kullanılan veri seti 1968-2005 yılları arasında kapsamaktadır. Elde edilen bulgularda, eğitim harcamalarının ekonomik büyüme üzerinde geçici bir etkiye sahip olduğunu göstermektedir. Akçacı (2013), eğitim ve ekonomik büyüme arasındaki ilişkiyi inceleyen çalışması 1998 ile 2012 yılları arasında kapsamaktadır. Toda-Yamamoto nedensellik testi yardımıyla analiz edilen çalışmada, eğitim harcamalarından ekonomik büyümeye doğru tek yönlü nedensellik ilişkisi bulunmuştur. Yaylalı ve Lebe (2011), 1938 ile 2007 dönemini kapsayan çalışmada, GSYİH, ilköğretim, ortaöğretim, meslek lisesi ve yükseköğretim öğrenci sayılarının serileri analiz edilmiştir. Yapılan analiz sonucunda, eğitim ile ekonomik büyüme arasında eşbütünleşme ve çift yönlü nedensellik ilişkisi tespit edilmiştir. Özsoy (2007), 1923 ile 2005 dönemi için Türkiye’de ekonomik büyüme ile ilköğretim, ortaöğretim, yükseköğretim ve mesleki ve teknik eğitimde okuyan öğrenci sayısı arasındaki ilişki analiz etmiştir. Elde edilen bulgularda, GSYİH ile eğitime ilişkin göstergelerde eşbütünleşme ilişkisi vardır. Ayrıca, çeşitli eğitim düzeyleri ile GSYİH arasında farklı yönlerde Granger nedenselliği bulunmaktadır. Sarı ve Soydaş (2006), ekonomik büyüme ile ilk, orta, lise ve üniversite düzeyinde kayıtlı öğrenci sayıları arasındaki ilişkiyi analiz etmişlerdir. Ortaya çıkan sonuçlarda, ekonomik büyümeyle eğitim göstergeleri arasında eşbütünleşme ilişkisi vardır ve eğitim seviyesinin artmasıyla ekonomik büyümenin artmasının fazla olduğunu ortaya çıkarmıştır. Akgül ve Koç (2011), Türkiye’nin 1924 ile 2009 dönemi için ekonomik büyüme ve yükseköğretim arasındaki doğrusal olmayan ilişkiyi analiz etmişlerdir. Ortaya çıkan sonuçlarda, eğitimin ekonomik büyüme üzerinde önemli bir etken olduğu belirlenmiştir. Bu nedenle eğitim politikalarını düzenlerken, büyümeyi hızlandıracak beşeri sermayeyi oluşturmak için eğitime yatırımların önemi vurgulanmıştır. Çalışkan vd. (2013), yaptıkları çalışmada 1923 ve 2011 yılları arası verileri kullanarak eğitimin ekonomik büyüme üzerindeki etkisini Türkiye ekonomisi için incelemişlerdir. Elde edilen ekonometrik bulgularda; Türkiye’de eğitimde ki gelişmelerin büyümeyi olumlu yönde etkilediği sonucuna varılmıştır. Pamuk ve Bektaş (2014), Türkiye’de 1998 ile 2013 dönemi için eğitim harcamalarının ekonomik büyüme üzerindeki rolünü incelemişlerdir. Elde edilen sonuçlar da, söz konusu değişkenler arasında uzun dönemli bir ilişki yoktur. Nedensellik analizine göre değişkenler arasında tek yönlü bir nedensellik ilişkisi ortaya çıkmıştır. Karataş ve Çankaya (2011) yaptıkları çalışma ile 1981–2006 dönemini kullanarak Türkiye’de beşeri sermaye yatırımlarının ekonomik büyümeye etkisi analiz edilmiştir. Bağımlı değişkenin KBRGSYİH büyüme oranı, beşeri sermaye değişkenini temsilen toplam eğitim harcamalarının GSYİH’ya oranı, toplam sağlık harcamalarının GSYİH’ya oranı ve yükseköğretim okullaşma oranı temel alınmıştır. Sabit sermaye yatırımlarının GSYİH’ya oranı fiziki sermaye yatırımları göstergesi olarak kullanılmıştır. Ekonometrik tahmin sonuçlarına göre, Türkiye’nin ekonomik büyüme sürecinde fiziki sermaye yatırımlarının daha fazla rol oynadığı ve bundan dolayı ekonomik büyümenin özellikle fiziki yatırımlara

dayalı meydana geldiği bulgusuna ulaşılmıştır. Mercan ve Sezer (2014), 1970 ile 2012 yıllarını kapsayan çalışmalarında, Reel GSYİH ile toplam eğitim harcaması arasındaki ilişkiyi incelemişlerdir. Elde edilen sonuçlarda, eğitim harcamaları ile ekonomik büyüme arasında pozitif bir ilişki vardır.

II. VERİLER VE AMPİRİK BULGULAR

Bu çalışma, yıllık bazda 1923 – 2014 dönemini kapsamaktadır. Kullanılan değişkenler Türkiye için geçerli olup, ekonomik büyüme (GDP), ilköğretime kayıtlı öğrenci sayısı (İÖ), liseye kayıtlı öğrenci sayısı (LİSE), meslek lisesine kayıtlı öğrenci sayısı (MLİSE) ve yükseköğretim kurumlarına kayıtlı öğrenci sayısı (UNV) verileridir. Kullanılan ekonomik büyüme verileri 1998 yılı sabit fiyatlarıyla GSYİH (BİN TL) Kalkınma Bakanlığında, eğitim seviyeleri verileri Türkiye İstatistik Kurumu (TÜİK) tarafından hazırlanan “İstatistik Göstergeler 1923-2013” adlı veri seti kitabından ve Milli Eğitim Bakanlığınca hazırlanan “Milli Eğitim İstatistikleri Örgün Eğitim 2014-2015” kitabından alınmıştır.

1997 yılında yürürlüğe giren zorunlu sekiz yıllık kesintisiz eğitim uygulamasıyla ilk ve ortaokullar birleştirilmiştir. Bu nedenle, ilköğretime kayıtlı öğrenci sayısı verileri, 1923 ve 1997 yılları arasındaki ilkokula kayıtlı öğrenci sayısı ve ortaokula kayıtlı öğrenci sayısının toplanması ile elde edilmiştir. 2012 yılında yürürlüğe giren 4+4+4 eğitim sistemi uygulaması sebebiyle 2012 ile 2014 yılları arasındaki ilköğretime kayıtlı öğrenci sayısı verileri, ilkokula kayıtlı öğrenci sayısı ve ortaokula kayıtlı öğrenci sayısının toplanması ile elde edilmiştir. Çalışmada kullanılan model:

$$GDP_t = f(\text{İÖ}_t, \text{LİSE}_t, \text{MLİSE}_t, \text{UNV}_t) \quad (1)$$

Burada, GDP; 1998 yılı sabit fiyatlarıyla GSYİH (BİN TL), İÖ; ilköğretime kayıtlı öğrenci sayısını, LİSE; liseye kayıtlı öğrenci sayısını, MLİSE; meslek lisesine kayıtlı öğrenci sayısını ve UNV; üniversiteye kayıtlı öğrenci sayısını göstermektedir.

Eşitlik 1'in doğal logaritması alındığında;

$$\ln GDP_t = \beta_0 + \beta_1 \ln \text{İÖ}_t + \beta_2 \text{LİSE}_t + \beta_3 \text{MLİSE}_t + \beta_4 \text{UNV}_t + \varepsilon_t \quad (2)$$

Burada, t; periyodu, lnGDP; 1998 yılı sabit fiyatlarıyla GSYİH'nin doğal logaritmasını, lnİÖ; ilköğretime kayıtlı öğrenci sayısının doğal logaritmasını, lnLİSE; liseye kayıtlı öğrenci sayısının doğal logaritmasını, lnMLİSE; meslek lisesine kayıtlı öğrenci sayısının doğal logaritmasını ve lnUNV; üniversiteye kayıtlı öğrenci sayısının doğal logaritmasını göstermektedir.

II.I. Birim Kök Analizi

Zaman serisinde durağan olmayan bir değişken, birim kökün olduğunu gösterir. Değişkeninin durağan olmaması durumunda, yaşanabilecek herhangi bir şokun veya politika değişikliğinin değişken üzerindeki etkisi kalıcı olmaktadır. Bu çalışmada, serilerin birim kök ve durağanlığını test etmek için Genelleştirilmiş Dickey ve Fuller (ADF) ve Phillips ve Perron (PP) testleri kullanılmıştır. Eğer seride kırılma varsa, ADF, PP, KPSS ve Ng-Perron birim kök testlerinin sonuçları, seri birim köklüdür şeklinde kurulan hipoteze doğru yönelim göstermektedir (Perron, 1989:1361). Perron (1989) yılında kırılma tarihinin bilinmesi

durumunda kullanılabilecek model geliştirmiştir. Ancak Zivot ve Andrews (1992) bu modeli eleştirerek kırılma tarihini içsel olarak belirlendiği bir kırılmalı model geliştirmişlerdir. Lumsdaine ve Papell (1997), çalışmada ele alınan serilerin uzun dönemi kapsamı durumunda tek kırılmaların dikkate alınması durumunda hatalı sonuçlar verebileceğini savunmuşlardır. Serilerde bir kırılmayı dikkate alan Zivot ve Andrews (1992) modelini geliştirerek iki kırılmalı birim kök testini geliştirmişlerdir.

Zivot ve Andrews (1992) Lumsdaine ve Papell (1997) modelleri seri birim köklüdür sıfır hipotezinde yapısal kırılmanın olmadığını varsaymaktadırlar ve kritik değerler bu varsayımına göre bulunmaktadır. Bu sorunu çözmek için Lee ve Strazicich (2003, 2004), Schmidt ve Phillips (1992) tarafında literatüre kazandırılan minimum Lagrange çarpanları (LM) birim kök testini geliştirmişlerdir. Bu modelde sıfır hipotezinde ve alternatif hipotezde yapısal kırılmaya yer veren bir ve iki kırılmalı testini literatüre kazandırmışlardır.

Bu çalışmada, serilerin birim kök ve durağanlığı test etmek için geleneksel birim kök testlerinden olan ADF ve PP birim kök testleri ile yapısal kırılmaya izin veren birim kök testlerinden Zivot ve Andrews (1992), Lumsdaine ve Papell (1997), Lee ve Strazicich (2003, 2004) ve Carrion-i-Silvestre vd. (2009) testleri kullanılmıştır.

Tablo 1. ADF ve PP Birim Kök Testleri

Değişken	ADF		PP	
	Sabitli	Sabitli ve Trendli	Sabitli	Sabitli ve Trendli
lnGDP	-1.011	-3.361*	-1.076	-3.404
ΔlnGDP	-11.072***	-11.047***	-11.072***	-11.045***
lnİÖ	-3.151**	0.495	-4.842***	0.253
ΔlnİÖ	-5.397***	-6.715***	-5.362***	-6.668***
lnLİSE	-1.850	-1.959	-3.273	-2.896*
ΔlnLİSE	-7.602***	-7.766***	-7.767***	-7.588***
lnMLİSE	-0.756	-1.735	-0.832	-1.687
ΔlnMLİSE	-6.445***	-6.429***	-6.490***	-6.468***
lnUNV	0.300	-3.992**	0.214	-3.114
ΔlnUNV	-6.565***	-6.551***	-6.531***	-6.514***

Not: Lag seçiminde Schwarz Bilgi kriteri (SIC) kullanılmıştır.

***, %1 anlam düzeyi

** , %5 anlam düzeyi

* , %10 anlam düzeyi

Tablo 2’de elde edilen sonuçlara göre, lnGDP serisi ADF ve PP birim kök test sonuçlarına göre sabitli ve sabitli trendli’de seviyesinde %1 ve %5 anlam düzeylerinde birim kök içermektedir. Serinin farkının alınması ile durağan hale geldiği görülmektedir. lnİÖ serisi, ADF birim kök testine göre seviyesinde sabitlide %1 anlam düzeyinde birim köklü olduğu, farkının alınmasıyla durağan hale geldiği, PP birim kök testine göre ise durağan olduğu görülmektedir. ADF testinde seviyesinde birim köklü olduğu için serinin seviyesinde birim köklü olduğu kabul edilmiştir. Serinin sabitli ve trendlide her iki teste göre de seviyesinde birim köklü, farkında durağan hale geldiği ortaya çıkmıştır. lnLİSE serisinin durağanlığı incelendiğinde, serisi ADF ve PP birim kök test analizlerine göre sabitli ve sabitli trendlide seviyesinde %1 ve %5 anlam düzeylerinde birim kök içermektedir. Serinin farkının alınması ile durağan hale geldiği sonucuna ulaşılmıştır. lnMLİSE serisi ise ADF ve PP birim kök test sonuçlarına göre sabitli ve sabitli trendlide seviyesinde birim kök içermektedir. Serinin farkının alınması sonucunda durağan hale gelmiştir. lnUNV serisi sabitlide ADF ve PP birim kök testlerine göre, seviyesinde birim köklü olduğu, farkının

alınmasıyla durağan hale geldiği görülmektedir. Sabitli ve trendlide ise, lnUNV serisi seviyesinde %1 ve %5 anlam düzeyinde durağan olmadığı, farkının alınmasıyla durağanlaştığı sonucuna ulaşılmıştır.

Tablo 2. Zivot ve Andrews Birim Kök Testi

Değişken	Model	Gecikme	Kırılma Tarihleri	Test İstatistiği	Kritik Değerler	
					1%	5%
lnGDP	A	2	1963	3.609	-5.34	-4.8
	C	2	1951	-4.062	-5.57	-5.08
lnİÖ	A	5	1954	-1.572	-5.34	-4.8
	C	5	1960	-3.933	-5.57	-5.08
lnLİSE	A	11	1970	-5.74	-5.34	-4.8
	C	11	1966	-5.482	-5.57	-5.08
lnMLİSE	A	8	1992	-3.45	-5.34	-4.8
	C	8	1974	-3.747	-5.57	-5.08
lnUNV	A	8	1965	-4.432	-5.34	-4.8
	C	8	1965	4.367	-5.57	-5.08

Not: Kritik değerler Zivot, Andrews (1992)'den elde edilmiştir.

Tablo 2 Zivot ve Andrews birim kök testi sonuçlarını vermektedir. Elde edilen bulgularda, lnGDP, lnİÖ, lnMLİSE ve lnUNV serilerinin yapısal kırılmalar dikkate alınarak durağanlık durumları analiz edildiğinde hem Model A hem de Model C'de elde edilen test istatistikleri mutlak değerinde kritik değerlerden küçüktür. Bu nedenle, bu serinin tamamının birim köklü olduğu sonucuna ulaşılmaktadır. lnLİSE serisinin ise MODEL A'ya göre yapısal kırılmalar dikkate alındığında durağan olduğu, MODEL C'ye göre ise yapısal kırılmalar dikkate alındığında birim köklü olduğu sonucuna ulaşılmıştır.

Tablo 3. Lumsdaine ve Papell Birim Kök Testi

Değişken	Model	Gecikme	Kırılma Tarihleri	Test İstatistiği	Kritik Değerler		
					1%	5%	10%
lnGDP	A	2	1940 1952	-5.004	-6.74	-6.16	-5.89
	C	2	1942 1978	-6.512	-7.19	-6.75	-6.48
lnİÖ	A	5	1943 1955	-2.895	-6.74	-6.16	-5.89
	C	5	1965 1984	-4.373	-7.19	-6.75	-6.48
lnLİSE	A	11	1967 2002	-6.908	-6.74	-6.16	-5.89
	C	11	1965 1978	-7.945	-7.19	-6.75	-6.48
lnMLİSE	A	8	1952 1991	-3.992	-6.74	-6.16	-5.89
	C	8	1956 1991	-6.005	-7.19	-6.75	-6.48
lnUNV	A	8	1964 1978	-5.015	-6.74	-6.16	-5.89

	C	8	1949 1978	-5.931	-7.19	-6.75	-6.48
--	---	---	--------------	--------	-------	-------	-------

Not: Kritik Değerler Ben David vd. (2003)'den alınmıştır.

Lumsdaine ve Papell birim kök testi iki kırılmaya izin veren birim kök testidir. Tablo 3'te çıkan sonuçlar da, lnGDP serisinin sabit terimde kırılmayı dikkate alan Model AA test istatistiği mutlak değerde kritik değerlerden küçük olmasından dolayı ve hem sabit hem de trendde kırılmayı dikkate alan Model CC test istatistiği %1 ve %5 anlam düzeyinde mutlak değerde kritik değerlerden küçük olmasından dolayı ortaya çıkan kırılma tarihleri ile yapısal kırılmalı birim kök sıfır hipotezi kabul edilir. Bu nedenle, lnGDP birim köklüdür. lnİÖ, lnMLİSE ve lnUNV serilerinin Model AA ve Model CC test istatistikleri mutlak değerde kritik değerlerden küçük olmasından dolayı ortaya çıkan kırılma tarihleri ile yapısal kırılmalı birim kök sıfır hipotezi kabul edilir ve bu seriler birim kök içermektedir. Bir diğer değişken olan lnLİSE serisinin ise Model AA ve Model CC test istatistikleri mutlak değerde kritik değerlerden büyük olmasından dolayı ortaya çıkan kırılma tarihleri ile yapısal kırılmalı birim kök sıfır hipotezi reddedilir ve seri durağandır.

Tablo 4. Tek Kırılmalı Lee ve Strazicich Birim Kök Testi

Değişken	λ Değeri	Model	Gecikme	Kırılma Tarihleri	Test İstatistiği	Kritik Değerler		
						1%	5%	10%
lnGDP		AA	2	2000	-3.023	-4.239	-3.566	-3.211
	λ 1:0.47	CC	2	1971	-3.505	-5.11	-4.51	-4.17
lnİÖ		AA	5	1944	-0.747	-4.239	-3.566	-3.211
	λ 1:0.42	CC	5	1975	-4.169	-5.05	-4.5	-4.18
lnLİSE		AA	11	1951	-2.033	-4.239	-3.566	-3.211
	λ 1:0.40	CC	11	1959	-4.111	-5.05	-4.5	-4.18
lnMLİSE		AA	4	1942	-2.976	-4.239	-3.566	-3.211
	λ 1:0.26	CC	4	1990	-4.529	-5.15	-4.45	-4.18
lnUNV		AA	1	1955	-3.838	-4.239	-3.566	-3.211
	λ 1:0.47	CC	8	1973	-4.351	-5.11	-4.51	-4.17

Not: Kritik değerler Lee, Strazicich (2004)'ten alınmıştır.

Tek Kırılmalı Lee ve Strazicich birim kök testi sonuçları Tablo 4'te görülmektedir. Düzeyde kırılmaya izin veren Model AA'da lnGDP, lnİÖ, lnLİSE ve , lnMLİSE serilerinin test istatistikleri mutlak değerde kritik değerlerden küçük olmasından dolayı, yapısal kırılma tarihiyle yapısal kırılmalı birim kök sıfır hipotezi kabul edilir. Bu nedenle, seriler birim köklüdür. lnUNV serisinin test istatistiği ise %1 anlam düzeyinde mutlak değerde kritik değerden küçük olmasından dolayı yapısal kırılma tarihiyle yapısal kırılmalı birim köklüdür.

Hem sabit hem de trendde kırılmayı dikkate alan Model CC sonuçlarında, lnGDP, lnİÖ ve lnLİSE serilerinin test istatistikleri mutlak değerde kritik değerlerden küçük olmasından dolayı, yapısal kırılma tarihiyle yapısal kırılmalı birim kök sıfır hipotezi kabul edilir ve seriler birim köklü olduğu ortaya çıkmıştır. lnMLİSE serisinin test istatistiği ise %1 anlam düzeyinde mutlak değerde kritik değerden küçük olmasından dolayı yapısal kırılma tarihiyle yapısal kırılmalı birim köklüdür. lnUNV serisinin test istatistiği %1 ve %5 anlam düzeylerinde mutlak değerde kritik değerden küçük olmasından dolayı yapısal kırılma tarihiyle kırılmalı birim kök sıfır hipotezi kabul edilir ve böylece seri durağan değildir.

Tablo 5. İki Kırılmalı Lee ve Strazicich Birim Kök Testi

Değişken	λ Değeri	Model	Gecikme	Kırılma Tarihleri	Test İstatistiği	Kritik Değerler		
						1%	5%	10%
lnGDP		AA	2	1949 1993	-3.505	-4.545	-3.842	-3.504
	$\lambda 1:0.22$ $\lambda 2:0.54$	CC	11	1942 1972	-6.828	-6.41	-5.74	-5.32
lnİÖ		AA	5	1944 1977	-0.948	-4.545	-3.842	-3.504
	$\lambda 1:0.39$ $\lambda 2:0.61$	CC	5	1958 1978	-4.886	-6.45	-5.67	-5.31
lnLISE		AA	11	1951 1963	-2.229	-4.545	-3.842	-3.504
	$\lambda 1:0.22$ $\lambda 2:0.50$	CC	11	1942 1968	-6.344	-6.41	-5.74	-5.32
lnMLISE		AA	1	1991 1999	-3.200	-4.545	-3.842	-3.504
	$\lambda 1:0.30$ $\lambda 2:0.74$	CC	7	1950 1990	-5.257	-6.42	-5.65	-5.32
lnUNV		AA	11	1948 1978	-4.089	-4.545	-3.842	-3.504
	$\lambda 1:0.43$ $\lambda 2:0.60$	CC	11	1962 1977	-6.309	-6.45	-5.67	-5.31

Not: Kritik değerler Lee, Strazicich (2003)'ten alınmıştır.

Tablo 5'te İki Kırılmalı Lee ve Strazicich birim kök testi sonuçları yer almaktadır. Mutlak değerde düzeyde kırılmaya izin veren Model AA'da lnİÖ, lnLISE ve , lnMLISE serilerinin test istatistikleri mutlak değerde kritik değerlerden küçük olmasından dolayı, yapısal kırılma tarihiyle yapısal kırılmalı birim kök sıfır hipotezi kabul edilir ve seriler birim köklü olduğu ortaya çıkmıştır. lnGDP serisinin test istatistiği mutlak değerde %1 ve %5 anlam düzeylerinde ve lnUNV serisinin test istatistiği mutlak değerde %1 anlam düzeyinde kritik değerlerden küçük olmasından dolayı serilerin yapısal kırılma tarihleri ile yapısal kırılmalı birim köklüdür.

Hem sabit hem de trendde kırılmayı dikkate alan Model CC sonuçlarında, lnİÖ ve lnLISE serilerinin test istatistikleri mutlak değerde kritik değerlerden küçük olmasından dolayı, yapısal kırılma tarihiyle yapısal kırılmalı birim kök sıfır hipotezi kabul edilir ve seriler birim köklüdür. lnGDP serisinin ise test istatistiği mutlak değerde kritik değerlerden büyük olmasından dolayı ortaya çıkan kırılma tarihleri ile yapısal kırılmalı birim kök sıfır hipotezi reddedilir ve seri durağandır. lnMLISE ve lnUNV serilerinin test istatistiği mutlak değerde %1 anlam düzeyinde kritik değerden küçük olmasından dolayı serilerin yapısal kırılma tarihleri ile yapısal kırılmalı birim köklüdür.

Perron (1989), Zivot ve Andrews (1992) ile Lee ve Strazicich (2004) birim kök testleri bir yapısal kırılmaya izin verirken, Lumsdaine ve Papell (1997) ile Lee ve Strazicich (2003) birim kök testleri iki yapısal kırılmaya izin veren birim kök testleridir. Carrion-i-Silvestre vd. (2009), kırılma tarihinin içsel olarak belirlendiği ve beş taneye kadar yapısal kırılmaya izin veren birim kök testini geliştirmişlerdir.

Tablo 6. Çoklu Yapısal Kırılmalı Carrion-i-Silvestre vd. (2009) Birim Kök Testi

Değişken	Test İstatistikleri					Kırılma Tarihleri
	PT	MPT	MZA	MSB	MZT	
lnGDP	8.26 (5.54)	7.36 (5.54)	-12.82 (-17.33)	0.19 (0.17)	-2.49 (-2.90)	1936, 1945, 1977, 1993, 2003
lnİÖ	208.71 (5.54)	187.46 (5.54)	1.33 (-17.33)	0.88 (0.17)	1.18 (-2.90)	1943, 1952, 1962, 1983, 1996
lnLİSE	80.36 (5.54)	61.65 (5.54)	-0.61 (-17.33)	0.53 (0.17)	-0.33 (-2.90)	1931, 1941, 1951, 1970, 2002
lnMLİSE	32.05 (5.54)	32.35 (5.54)	-2.70 (-17.33)	0.41 (0.17)	-1.12 (-2.90)	1931, 1946, 1974, 1991, 2001
lnUNV	7.67 (5.54)	7.83 (5.54)	-11.99 (-17.33)	0.20 (0.17)	-2.40 (-2.90)	1944, 1953, 1973, 1982, 1997
Δ lnGDP	2.39 (5.54)	2.24 (5.54)	-45.39 (-17.33)	0.10 (0.17)	-4.72 (-2.90)	
Δ lnİÖ	5.06 (5.54)	4.49 (5.54)	-31.47 (-17.33)	0.12 (0.17)	-3.68 (-2.90)	
Δ lnLİSE	11.45 (5.54)	8.96 (5.54)	-13.27 (-17.33)	0.16 (0.17)	-2.18 (-2.90)	
Δ lnMLİSE	2.26 (5.54)	2.31 (5.54)	-39.71 (-17.33)	0.11 (0.17)	-4.45 (-2.90)	
Δ lnUNV	2.83 (5.54)	2.66 (5.54)	-36.67 (-17.33)	0.12 (0.17)	-4.25 (-2.90)	

Not: Kritik değerler parantez içerisinde gösterilmiş olup, bootstrap kullanılarak 1000 yineleme ile üretilmiştir.

Tablo 6'da çoklu yapısal kırılmalı Carrion-i-Silvestre vd. (2009) birim kök testi sonuçlarını vermektedir. Ortaya çıkan sonuçlara göre, düzeyde PT, MPT, MZA, MSB ve MZT test istatistiklerinin hepsinde "birim kök vardır" H_0 hipotezinin yüzde 5 anlamlılık düzeyinde reddedilememiştir. Bu nedenle, seriler düzeyde birim köklüdürler. Serilerin birinci farkında, en az bir teste göre durağanlaştığı $I(1)$ görülmektedir.

Serilerin hem geleneksel birim kök testlerine göre, hem de yapısal kırılmaya izin veren birim kök testleri sonuçlarına göre $I(1)$ olmasından dolayı seriler arasındaki eşbütünlük ilişkisinin araştırılabileceğine karar verilmiştir.

II.II. Eşbütünlük Analizi

Maki (2012), yapısal kırılmalı eşbütünlük testini dört farklı model kullanarak literatüre kazandırmıştır. Bu modeller;

Model 0: Sabit terimde kırılmaya izin verilen trendsiz model,

Model 1: Sabit terimde ve eğimde kırılmaya izin verilen trendsiz model,

Model 2: Sabit terimde ve eğimde kırılmaya izin verilen trendli model,

Model 3: Sabit terimde, eğimde ve trendde kırılmaya izin verilen modeldir.

Tablo 7. Maki (2012) Çoklu Yapısal Kırılmalı Eşbütünleşme Testi Sonuçları

	Test İstatistiği	Kritik Değerler			Yapısal Kırılma Tarihleri
		1%	5%	10%	
MODEL 0	-5.871	-6.640	-6.132	-5.892	1931, 1945, 1952, 1978
MODEL 1	-7.858***	-7.053	-6.494	-6.220	1931, 1945, 1952, 1991, 1998
MODEL 2	-11.802***	-9.441	-8.869	-8.541	1932, 1945, 1959, 1982, 2004
MODEL 3	-14.668***	-10.08	-9.482	-9.151	1931, 1945, 1965, 1993, 2000

Not: Kritik değerler Maki (2012) Tablo 1'den alınmıştır.

***, %1 anlam düzeyi

** , %5 anlam düzeyi

* , %10 anlam düzeyi

Tablo 7'de Maki (2012) çoklu yapısal kırılmalı eşbütünleşme testi sonuçları görülmektedir. Elde edilen sonuçlara göre Model 1-2-3'te eşbütünleşme ortaya çıkmıştır, böylece serilerin uzun dönemde birlikte hareket edeceği sonucuna ulaşılmıştır. Bu nedenle, serilerin düzeyde yapılacak eşbütünleşme analizlerde sahte regresyonla karşılaşılmayacaktır.

II.III. FMOLS Eşbütünleşme Katsayıları Tahmincisi

Seriler arasında uzun dönemli ilişkinin olmasından dolayı eşbütünleşme katsayıları FMOLS uzun dönem katsayı tahmincisi kullanılarak analiz edilmiştir. Literatürde en sık kullanılan MODEL 2'de elde edilen kırılma tarihleri kullanılarak analize dahil edilmiştir.

Tablo 8. FMOLS Tahmincisi Sonuçları

Değişken	Katsayı	Test İstatistiği
Sabit Terim	6.216***	3.943
lnİÖ	0.476***	2.939
lnLİSE	0.170*	1.985
lnMLİSE	-0.218***	-3.144
lnUNV	0.353***	5.283
D1931	-0.158**	-2.131
D1945	-0.060	-0.545
D1959	-0.150*	-1.889
D1982	0.143**	2.650
D2004	0.133**	2.224

***, %1 anlam düzeyi

** , %5 anlam düzeyi

* , %10 anlam düzeyi

Tablo 8, FMOLS uzun dönem katsayı tahmincisinin sonuçlarını vermektedir. Elde edilen bulgularda, D1945 değişkeni dışındaki değişkenlerin istatistiksel olarak anlamlı olduğu görülmektedir. İlköğretimde okuyan öğrenci sayısında meydana gelen %10'luk artış ekonomik büyümeyi %4.76 artırmaktadır. Liselerde okuyan öğrenci sayısındaki %10'luk artış ekonomik büyümeyi %1.7 artırmaktadır. Meslek lisesine kayıtlı öğrenci sayısı ile ekonomik büyüme arasında ters yönlü bir ilişki mevcuttur. Üniversiteye kayıtlı öğrenci sayısındaki %10'luk artış ekonomik büyümeyi %3.53 artırmaktadır. Elde edilen sonuçlar Çalışkan vd. (2013) çalışmasıyla örtüşmektedir. 1931, 1945 ve 1959 yıllarını temsil eden kukla değişkenlerinin katsayısının negatif olduğu, 1982 ve 2004 yıllarını temsil eden kukla değişkenlerinin katsayısının ise pozitif olduğu görülmektedir.

Yapısal kırılma tarihlerindeki şoklar incelendiğinde büyük bunalım 1931 ve 1932 yıllarında Türkiye'yi ciddi biçimde etkilemiştir. Büyük bunalım 1929 yılında başlayıp tüm dünyayı etkisine alan yüzyılın en büyük krizidir. Etkilerini 1930 yılının sonunda tam anlamıyla hissettiren büyük bunalım, 1930'lu yıllar boyunca devam etmiştir. Türkiye'de ciddi sıkıntılara yol açan büyük buhran, Osmanlı'dan kalan borçlarında etkisiyle Türk parasının değerinin önemli oranda düşmesine sebep olmuştur (Turan, 2011).

İkinci dünya savaşının başlamasıyla birlikte, Türkiye'de milli gelir düzeyinde keskin düşmeler yaşanmıştır. 1940 yılında (1968 yılı fiyatlarıyla) 33.684 milyon TL olan milli gelir, savaşın bittiği 1945 yılında %31'lik bir düşüş ile 23.128 milyon TL'ye düşmüştür. Tarım ve sanayi sektörleri de aynı dönemde ciddi oranda gerilemiştir (Barutçugil, 1989). İkinci dünya savaşı döneminde, önemli oranda genç nüfusun askere alınması sebebiyle işgücündeki azalış milli gelirin azalmasının bir diğer nedenidir.

1958 yılında birikmiş 256 milyon dolar tutarında dış borç vardı ve bu borcu ödeyecek yeterli döviz yoktu. Bu nedenle kambiyo krizi meydana gelmiştir. Türkiye, IMF ile bir istikrar programını uygulamayı kabul etmiştir. Türk parasının değeri düşürüldü ve dış ticaret açığı artmıştır. 1958 yılında 55.3 milyon dolar olan bütçe açığı 1959'da 266.7 milyona çıktı. 1959 yılında ise hayat pahalılığında Türkiye dünyada ikincisi sıradaydı.

1982 Anayasası 27. ve 42. madde hükümleri çerçevesinde 1739 ve 222 sayılı kanunlar ile 625 Sayılı Özel Öğretim Kurumları Kanunu gereğince, özel öğretim kurumu açmayı serbest bırakmıştır. 1961 Anayasası'na göre üniversiteler tamamen devletin tekelinde görülmekte iken, 1982 Anayasası, üniversitelerin devlet tarafından kurulacağını belirtmekle birlikte, bazı şartlarla "vakıflar" tarafından da kurulabileceğini belirtmiştir (Uygun, 2003). Özel öğretim kurumları ile birlikte, eğitim kurumlarında rekabet artmıştır. Rekabetin artması eğitimin kalitesini artırarak ekonomik büyümeye olumlu katkı sağlamıştır.

Türkiye ekonomisinin 2001 yılında karşılaştığı finansal krizin etkisini hızlı bir toparlanma süreciyle atlatmıştır ve 2004 yılında uzun dönem eğilimini yeniden yakalamıştır. Sürdürülebilir büyüme ülke gündemine alınmış ve sürdürülebilir büyümenin sağlanabilmesi için enflasyonun düşürülmesi ve istikrarlı hale getirilmesi gerekliliği kabul görmüştür. Nitekim 2004 yılında enflasyonun düşürülmesi fiyat belirsizliğini azaltmış ve kontratlarda vadelerin uzamasıyla da iç talep artmıştır. Makroekonomik temeller güçlenmesiyle güven ortamı artmıştır, böylece TL değerlenme sürecine girmiştir. Ekonomik programın kararlılıkla uygulanması, makroekonomik istikrarın tesis edilmesinde önemli rol oynamıştır (TÜSİAD, 2004).

II.IV. Hacker ve Hatemi (2006) Bootstrap Nedensellik Analizi

Değişkenler arasındaki nedensellik ilişkisini belirlemek için Hacker ve Hatemi (2006) tarafından geliştirilen nedensellik testi kullanılmıştır. Uygun gecikme uzunluğu HJC (Hatemi-J Criterion) kriteriyle belirlenen VAR modele 1 gecikme eklenmiştir. HJC kriteri tüm yöntemlerde 2 olarak tespit edilmiştir. Bu nedenle uygun gecikme uzunluğu 3 olarak belirlenmiştir. Uygun kritik değerlere ulaşabilmek için 10000 bootstrap simülasyonu yapılmıştır.

Tablo 9. Hacker ve Hatemi Bootstrap Nedensellik Testi Sonuçları

	MWALD İstatistiği	Bootstrap Kritik Değerleri			
		k	1%	5%	10%
$\ln i\ddot{O} \rightarrow \ln GDP$	22.211***	3	10.033	6.431	4.92
$\ln GDP \rightarrow \ln i\ddot{O}$	0.52	3	10.189	6.309	4.841
$\ln LİSE \rightarrow \ln GDP$	1.975	3	10.042	6.324	4.788
$\ln GDP \rightarrow \ln LİSE$	8.487**	3	9.875	6.647	5.029
$\ln MLİSE \rightarrow \ln GDP$	3.817	3	11.028	6.603	4.96
$\ln GDP \rightarrow \ln MLİSE$	1.429	3	10.524	6.447	4.886
$\ln UNV \rightarrow \ln GDP$	1.238	3	9.848	6.303	4.784
$\ln GDP \rightarrow \ln UNV$	1.159	3	9.836	6.368	4.777

***, %1 anlam düzeyi

** , %5 anlam düzeyi

* , %10 anlam düzeyi

Tablo 9, Hacker ve Hatemi bootstrap nedensellik testi sonuçlarını vermektedir. MWALD İstatistiği, bootstrap kritik değerlerinden büyük olmasından dolayı, %1 anlam seviyesinde ilköğretimde okuyan öğrenci sayısından ekonomik büyümeye doğru nedensellik ilişkisi, %5 anlam seviyesinde ekonomik büyümeden lisede okuyan öğrenci sayısına doğru nedensellik ilişkisi tespit edilmiştir. Diğer değişkenler arasında nedensellik ilişkisine rastlanılmamıştır.

SONUÇ

Bu çalışmada, 1923-2014 dönemi için Türkiye ekonomisinde ilköğretime kayıtlı öğrenci sayısı, liseye kayıtlı öğrenci sayısı, meslek lisesine kayıtlı öğrenci sayısı ve yükseköğretim kurumlarına kayıtlı öğrenci sayılarının ekonomik büyümeye etkisi araştırılmıştır. Bu bağlamda, ilk önce serilerin durağanlıkları geleneksel birim kök testlerinden olan ADF ve PP birim kök testleriyle analiz edilmiştir. Devamında yapısal kırılmaya izin veren birim kök testlerinden olan Zivot ve Andrews (1992), Lumsdaine ve Papell (1997), Lee ve Strazicich (2003, 2004) ve Carrion-i-Silvestre vd. (2009) yapısal kırılmalı birim kök testleri kullanılarak analiz edilmiştir. Elde edilen bulgular neticesinde serilerin yapısal kırılmayla birlikte düzeyde birim kök içerdiği, birinci farklarının alınması neticesinde durağan hale geldiği ortaya çıkmıştır.

Serilerin birinci farkında durağan olmasından dolayı I(1), Maki (2012) tarafından geliştirilen ve 5 kırılmaya kadar izin veren eşbütünleşme testi yapılmıştır. Maki (2012) eşbütünleşme testi sonuçlarında, eşbütünleşme ilişkisinin olduğu, serilerin uzun dönemde birlikte hareket edeceği belirlenmiştir. Gerçekleşen yapısal kırılmaların Türkiye’de meydana gelen şokların etkisiyle gerçekleştiği tespit edilmiştir.

Eğitim göstergelerinin ekonomik büyümeyi ne yönlü ve yaklaşık ne kadar etkilediği, uzun dönemli katsayı tahmincisi olan FMOLS yardımıyla tahmin edilmiştir. Elde edilen sonuçlara göre, ilköğretimde okuyan öğrenci sayısında meydana gelecek %1’lik artışın ekonomik büyümeyi %0.476 artırdığı öngörülmektedir. Lisede okuyan öğrenci sayısındaki artış ekonomik büyüme olum yönde etkilemektedir ve %1’lik artışın ekonomik büyümeyi %0.17 artırdığı sonucuna ulaşılmıştır. Meslek lisesinde okuyan öğrenci sayısı ile ekonomik

büyüme arasında negatif ilişki vardır. Üniversitede okuyan öğrenci sayısındaki artış ekonomik büyümeyi olumlu yönde etkilemektedir. Üniversitede okuyan öğrenci sayısında %1’lik artış ekonomik büyümeyi %0.353 artırmaktadır.

Değişkenler arasında nedensellik testi Hacker ve Hatemi-J (2006) bootstrap nedensellik testi ile analiz edilmiştir. İlköğretimde okuyan öğrenci sayısından ekonomik büyümeye doğru nedensellik ilişkisi ve ekonomik büyümeden lisede okuyan öğrenci sayısına doğru nedensellik ilişkisi tespit edilmiştir.

Ortaya çıkan sonuçlar, literatürde yapılan diğer çalışmalarla örtüşmektedir. Türkiye’nin kalkınmasını sağlayacak en önemli faktörlerden birisi olan eğitime yeterli kaynak ve önem verildiğinde, ekonomik büyümesini ciddi oranda arttırabilecektir. Türkiye’nin kısa ve uzun vadeli planlarında eğitim çok önemlidir. Uygulanacak eğitim politikaları ile ekonomi politikalarının uyumlu olmasının Türkiye’nin gelişmişlik düzeyine çok büyük katkılar sağlayacağı yadsınmaz bir gerçektir.

KAYNAKÇA

- Akçacı, T. (2013). Eğitim Harcamalarının İktisadi Büyümeye Etkisi. *Kafkas Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*, 4(5), 65-79.
- Akgül, I., & Koç, S.Ö. (2011). Türkiye Cumhuriyeti Tarihinde Eğitim ve Büyüme İlişkisi: Eşik Otoregresif Yaklaşım. *Trakya Üniversitesi Sosyal Bilimler Dergisi*, 13(2), 1-36.
- Altıntaş, H., & Çetintaş, H. (2010). Türkiye’de Ekonomik Büyüme, Beşeri Sermaye ve İhracat Arasındaki İlişkilerin Ekonometrik Analizi: 1970-2005. *Erciyes Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*, (36), 33-56.
- Barutçugil, İ. (1989). *Cumhuriyetten Bu Yana Türkiye Ekonomisinin Gelişimi ve Geleceğe Bakış*. İstanbul: İstanbul Ticaret Odası Yayını.
- Carrion-i-Silvestre, J. L., Kim, D., & Perron, P. (2009). GLS-based unit root tests with multiple structural breaks under both the null and the alternative hypotheses. *Econometric theory*, 25(06), 1754-1792.
- Çakmak, Ö. (2008). Eğitimin ekonomiye ve kalkınmaya etkisi. *DÜ Ziya Gökalp Eğitim Fakültesi Dergisi*, 11, 33-41.
- Çalışkan, Ş., Karabacak, M., & Meçik, O. (2013). Türkiye’de eğitim-ekonomik büyüme ilişkisi: 1923-2011 (Kantitatif bir yaklaşım). *Yönetim Bilimleri Dergisi*, 11(21).
- Çoban, O. (2004). Beşeri sermayenin iktisadi büyüme üzerine etkisi: Türkiye örneği. *İstanbul Üniversitesi Siyasal Bilgiler Fakültesi Dergisi*, (30), 131-142.
- Dickey, D. A., & Fuller, W. A. (1979). Distribution of the estimators for autoregressive time series with a unit root. *Journal of the American statistical association*, 74(366a), 427-431.
- Erdoğan, S., & Yıldırım, D. Ç. (2009). Türkiye’de eğitim-iktisadi büyüme ilişkisi üzerine ekonometrik bir inceleme. *Bilgi Ekonomisi ve Yönetimi Dergisi*, 4(2).
- Eriçok, R. E., & YILANCI, V. (2013). Eğitim Harcamaları ve Ekonomik Büyüme İlişkisi: Sınır Testi Yaklaşımı. *Bilgi Ekonomisi ve Yönetimi Dergisi*, 8(1).
- Hatemi-J, A. (2003). A new method to choose optimal lag order in stable and unstable VAR models. *Applied Economics Letters*, 10(3), 135-137.
- Hacker, R. S., & Hatemi-J, A. (2006). Tests for causality between integrated variables using asymptotic and bootstrap distributions: theory and application. *Applied Economics*, 38(13), 1489-1500.
- Kalkınma Bakanlığı. (2015). *Ekonomik ve Sosyal Göstergeler 1950-2014*. (<http://www.kalkinma.gov.tr/>).
- Karataş, M., & Çankaya, E. (2011). Türkiye’de Beşeri Sermaye ve Ekonomik Büyüme İlişkisinin Analizi. *Yönetim ve Ekonomi: Celal Bayar Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*, 18(1), 105-124.
- Kwiatkowski, D., Phillips, P. C., Schmidt, P., & Shin, Y. (1992). Testing the null hypothesis of stationarity against the alternative of a unit root: How sure are we that economic time series have a unit root?. *Journal of econometrics*, 54(1), 159-178.
- Lee, J., & Strazicich, M. C. (2003). Minimum Lagrange multiplier unit root test with two structural breaks. *Review of Economics and Statistics*, 85(4), 1082-1089.

- Lee, J., & Strazicich, M. C. (2004). Minimum LM unit root test with one structural break. *Manuscript, Department of Economics, Appalachian State University*, 1-16.
- Lumsdaine, R. L., & Papell, D. H. (1997). Multiple trend breaks and the unit-root hypothesis. *Review of Economics and Statistics*, 79(2), 212-218.
- Maki, D. (2012). Tests for cointegration allowing for an unknown number of breaks. *Economic Modelling*, 29(5), 2011-2015.
- Mercan, M., & Sezer, S. (2014). The Effect of Education Expenditure on Economic Growth: The Case of Turkey. *Procedia-Social and Behavioral Sciences*, 109, 925-930.
- Milli Eğitim Bakanlığı (MEB). (2015). *Milli Eğitim İstatistikleri Örgün Eğitim 2014-2015*. Nisan 2015.
- Özsoy, C. (2009). Türkiye’de Eğitim ve İktisadi Büyüme Arasındaki İlişkinin Var Modeli ile Analizi. *The Journal of Knowledge Economy and Knowledge Management*, 4, 71-83.
- Pamuk, M., & Bektaş, H. (2014). Türkiye’de Eğitim Harcamaları ve Ekonomik Büyüme Arasındaki İlişki: ARDL Sınır Testi Yaklaşımı. *Siyaset, Ekonomi ve Yönetim Araştırmaları Dergisi*. 2(2), 77-90.
- Perron, P. (1989). The great crash, the oil price shock, and the unit root hypothesis. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 1361-1401.
- Phillips, P. C., & Perron, P. (1988). Testing for a unit root in time series regression. *Biometrika*, 75(2), 335-346.
- Sari, R., & Soytas, U. (2006). Income and Education in Turkey: A multivariate analysis. *Education Economics*, 14(2), 181-196.
- Schmidt, P., & Phillips, P. C. (1992). Lm Tests For a Unit Root in The Presence of Deterministic Trends. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 54(3), 257-287.
- Şimşek, A. (1999). *Türkiye’de mesleki ve teknik eğitimin yeniden yapılandırılması*. İstanbul: TÜSİAD.
- Tansel, A., & Gungor, N. D. (1997, May). The Educational Attainment of Turkey's Labor Force: A Comparison Across Provinces and Overtime. *In Economic Research Forum Working Papers* (No. 9706).
- Taş, U., & Yenilmez, F. (2008). Türkiye’de eğitimin kalkınma üzerindeki rolü ve eğitim yatırımlarının geri dönüş oranı. *Eskişehir Osmangazi Üniversitesi Sosyal Bilimler Dergisi*, 9(1).
- Turan, Z. (2011). Dünyadaki ve Türkiye’deki Krizlerin Ortaya Çıkış Nedenleri ve Ekonomik Kalkınmaya Etkisi. *Niğde Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*, 4(1), 56.
- TÜİK. (2014). *İstatistik göstergeler 1923-2013*. Türkiye İstatistik Kurumu Matbaası Yayın No: 4361, Ankara.
- TÜSİAD. (2004). *Türkiye Ekonomisi 2004*. Yayın No. TÜSİAD-T/2004-12-384.
- Uygun, S. (2003). Türkiye’de Düünden Bugüne Özel Okullara Bir Bakış (Gelişim ve Etkileri). *Ankara University, Journal of Faculty of Educational Sciences*, 36(1-2).
- Yaylalı, M., & Lebe, F. (2011). Beşeri sermaye ile iktisadi büyüme arasındaki ilişkinin ampirik analizi. *Marmara Üniversitesi İİBF Dergisi*, 30(1), 23-51.

Zivot, E., & Andrews, D. W. K. (2002). Further evidence on the great crash, the oil-price shock, and the unit-root hypothesis. *Journal of business & economic statistics*, 20(1), 25-44.