

TÜRKİYE’DE EĞİTİM İLE İKTİSADİ BÜYÜME İLİŞKİSİNİN EKONOMETRİK ANALİZİ*

ARAŞTIRMA MAKALESİ

Nuriye TOPYILDIZ¹

* Bu makale, Nuriye TOPYILDIZ tarafından 2018 yılında hazırlanan ve 11.01.2019 tarihinde başarılı bulunan “Cumhuriyet Dönemi Boyunca Eğitim Harcamalarının İktisadi Büyüme ile İlişkisinin Ekonometrik Analizi” isimli Millî Eğitim Bakanlığı uzmanlık tezinden üretilmiştir.

¹ Millî Eğitim Uzmanı, T.C. Millî Eğitim Bakanlığı, Personel Genel Müdürlüğü, ntopyildiz@gmail.com, ORCID: 0000-0001-9100-520X.

Geliş Tarihi: 16.10.2021 Kabul Tarihi: 04.04.2022 DOI: 10.37669/milliegitim.1010880

Öz: Çalışmada, eğitimin ve eğitim harcamalarının iktisadi büyüme üzerindeki etkisini ortaya çıkarabilmek için reel eğitim harcamaları verisi, reel gayri safi yurtiçi hâsıla (reel GSYH) verisi ve eğitim kademelerine göre toplam öğrenci sayıları verisi 1924 - 2016 ve 1963 - 2016 dönemleri için ekonometrik yöntemlerle (eşbütünleşme testleri, hata düzeltme modeli) analiz edilmiştir. 1924 – 2016 dönemi için elde edilen analiz sonuçlarına göre, seriler arasında uzun dönemli bir denge ilişkisi olmadığı sonucuna ulaşılmıştır. Diğer taraftan, 1963 – 2016 dönemi için elde edilen analiz sonuçlarında, değişkenler arasında uzun dönem denge ilişkisi olduğu ortaya çıkmıştır. Bu modelde, diğer değişkenler sabitken, reel eğitim harcamaları %1 arttığında reel GSYH yaklaşık %0,12 artmaktadır ($\alpha=0,10$). Diğer değişkenler sabitken, ilköğretim kademesi öğrenci sayısı %1 arttığında, reel GSYH yaklaşık %0,91 artmaktadır ve ortaöğretim kademesi genel lise öğrenci sayısı %1 arttığında reel GSYH %0,30 artmaktadır ($\alpha = 0,05$). Ortaöğretim kademesi meslek lisesi öğrenci sayısı %1 arttığında ise reel GSYH yaklaşık %0,14 artmaktadır ($\alpha = 0,05$). Kısa dönemde ise, diğer değişkenler sabitken, eğitim harcamalarındaki büyüme %1 olduğunda, bu yaklaşık %0,11 ekonomik büyümeye neden olmaktadır ($\alpha = 0,10$). Kısa dönemde, %10 yanılma düzeyinde, reel eğitim harcamaları iktisadi büyümenin granger nedenidir. Analiz sonuçlarına göre; Millî Eğitim Bakanlığı bütçesinde yapılacak artırımların, uzun ve kısa vadede Türkiye’de iktisadi büyümeyi pozitif yönde etkileyeceği söylenebilmektedir.

Anahtar Kelimeler: Eğitim harcamaları, ekonomik büyüme, eşbütünleşme, Engle-Granger yöntemi, hata düzeltme modeli

ECONOMETRIC ANALYSIS OF THE RELATIONSHIP BETWEEN EDUCATION AND ECONOMIC GROWTH IN TURKEY

Abstract:

In this study, in order to reveal the effect of education and education expenditures on economic growth, real education expenditures data, real gross domestic product data (real GDP) and data on the total number of students by education levels were analyzed with econometric methods (cointegration tests, error correction model) for the 1924 - 2016 and 1963 – 2016 periods. According to the analysis results obtained for the period 1924 – 2016, it was concluded that there is no long-term equilibrium relationship between the series. On the other hand, in the analysis results obtained for the 1963 – 2016 period, it revealed that there is a long-term equilibrium relationship between the variables. In this model, on condition that the other variables being constant, when real education expenditures is increasing by 1%, real GDP increases by about 0.12% ($\alpha = 0.10$). Also when the number of elementary (primary and lower secondary) level students is increasing 1%, the real GDP increases by about 0.91% and the number of general upper secondary level students is increasing 1%, the real GDP increases 0.30% ($\alpha = 0.05$). When the number of vocational upper secondary level students is increasing 1%, real GDP increases by 0.14% ($\alpha = 0.05$). In the short term, on condition that the other variables being constant, when the growth in education expenditures is 1%, this leads to approximately 0.11% economic growth ($\alpha = 0.10$). At 10% significance level, the real education expenditures is a short term Granger cause for economic growth. According to the analysis results; it can be said that the increases to be made in the budget of the Ministry of National Education will positively affect the economic growth in Turkey in the long term and short term.

Keywords: Education expenditures, economic growth, cointegration, Engle-Granger method, error correction model

1. Giriş

İktisadi büyüme bir ekonominin zaman içinde üretim kapasitesinin artması ile daha fazla mal ve hizmet üretilmesidir (Ertek, 2007, ss.213-238). Ekonomik kalkınma ise, bir ülkenin iktisadi büyümesinin yanısıra sosyal, kültürel ve teknoloji gibi pek çok yönden gelişmesini ifade etmektedir (Şaşmaz ve Yayla, 2018, s.250). İktisadi büyümenin sağlanması ve sürdürülebilmesi için yalnızca ülkenin sahip olduğu fiziki sermaye kaynakları yeterli değildir (Baykal, 2006, ss.35-39). İktisadi büyüme performansını, fi-

zinsel sermaye kaynakları ile birlikte beşeri sermaye belirler. Beşeri sermaye ise eğitim ve sağlık alanlarındaki nitel ve nicel gelişmeler ile artar. Eğitim harcamalarının artması ve eğitimin kalitesinin iyileşmesi, işgücünün niteliğinin artmasını ve böylece hasıla miktarının artmasını sağlamaktadır (Erdoğan ve Yıldırım, 2009, s.11). Bir başka ifadeyle, eğitim harcamalarının bireylerin verimliliklerini etkileyerek verimli çalışmalarını arttırması ve böylece iktisadi büyümede pozitif bir etkiye sahip olması beklenmektedir (Kar ve Ağır, 2006, s.57).

Ekonomi literatüründe beşeri sermayenin ülkelerin ekonomik kalkınmalarını hızlandırdığına dair yaygın bir kanaat bulunmaktadır ve işgücünün niteliği özellikle okullarda ve işyerlerinde verilen eğitimler sayesinde geliştirildikçe, ülkenin beşeri sermayesi artmaktadır (Karataş ve Çankaya, 2010, ss.30-31). Alfred Marshall 1890'ların başında sermayelerin en değerlisinin insana yapılan yatırım olduğunu belirtmiştir. Benjamin Franklin de eğitime yapılan yatırımın en yüksek faydayı sağladığını belirtmiştir (Bergheim, 2005, s.6). Bir toplumun eğitim sistemi tüm üretim süreciyle oldukça yakından ve organik biçimde ilişkilidir ve eğitim, uzunca bir süredir ekonomik kalkınmanın önemli bir belirleyicisi olarak görülmektedir (Hanushek ve Wößmann, 2010, s.245; Yurtseven, 1974, ss.1-2). Lucas, bireyin beşeri sermaye birikimindeki artışın kendi verimliliğini arttırmasının yanısıra bütün üretim faktörlerinin üretkenliğine katkıda bulunduğunu belirtmiş, hükümetlerin eğitime ve teknolojik altyapının geliştirilmesine yapacakları her türlü yatırımın beşeri sermaye üzerinde olumlu etkiler oluşturarak büyümeyi fiziki sermayeye yapılan yatırımların etkisinden daha çok etkileyeceğini belirtmiştir. Yapılan çok sayıda ampirik çalışma beşeri sermayenin iktisadi büyümeyi pozitif yönde etkilediğini ortaya koymuştur (Kar ve Ağır, 2006, s.58).

Literatürde, eğitimin ekonomik büyümeyi etkileyebileceği en az üç mekanizmayla açıklanmaktadır. Birincisi; eğitim, insan sermayesinin niteliğini artırarak işgücü verimliliğinin artmasına, dolayısıyla işgücü artışına sebep olur. İkinci olarak; yeni teknolojiler, ürünler ve süreçler hakkında eğitim ile edinilen yeni bilgiler, ekonominin yenilikçi kapasitesini artırabilir ve ekonomik büyümeyi teşvik edebilir. Üçüncüsü; eğitim, yeni bilgilerin işlenmesine ve anlaşılmasına yönelik bilincin yayılmasını ve yeni teknolojilerin başarıyla uygulanmasını sağlayarak ekonomik büyümeye katkıda bulunabilir (Hanushek ve Wößmann, 2010, s.245).

Eğitim, geleceğe yatırım yapılması özelliğinden dolayı, gelir dağılımında adalete, kişi başına düşen milli gelirden ve istihdamda artışa yol açarak bireylerin refah düzeyi ve yaşam kalitesinin artmasında etkin rol almaktadır (Coşkun, 2008, s.1). Eğitim ile iktisadi büyüme ve kalkınma arasındaki güçlü ilişki sebebiyle, en değerli yatırımın insan kaynaklarına yapılan yatırım olduğu düşüncesi artık büyük ölçüde kabul görmektedir (Bayraktar, 2009, s.92).

Büyümede ve kalkınmada eğitim toplumsal değişimin stratejik aracıdır. Robert Barro (1992) ve diğer araştırmacılar, pek çok ülkeyi içeren ve büyüme hızlarını kıyas-

layan ampirik çalışmalar yapmışlardır. Bu çalışmalarda; yoksul ülkelerin zengin ülkelere yetişmesini engelleyen faktörün insan sermayesine yapılan yatırımdaki eksiklik olduğunu gösteren sonuçlar elde etmişlerdir. Barro, farklı ülkelerde, insan sermayesi olarak bilinen eğitim düzeyi ile verimlilik artışı arasında güçlü bir ilişkinin olduğunu gösteren kanıtların bulunduğunu ifade etmiştir. Diğer yandan, Amerika Birleşik Devletleri’nde eğitimin ekonomik büyümeye katkısı ampirik olarak kanıtlanmıştır. Eğitim seviyesi yüksek olan ülkeler, gelişen yeni teknolojileri daha hızlı özümsemekte ve daha çabuk büyüme eğilimi gösterebilmektedir (Karataş ve Çankaya, 2010, s.38).

Eğitim hizmeti nitelik itibarıyla piyasa tarafından üretilebilir ve faydası bölünebilir bir yapıya sahiptir. Ancak, toplumsal açıdan taşıdığı önem, toplumsal faydası veya yeteri kadar üretilemezse yaratacağı toplumsal maliyetler, devletin de üretimde bulunmasını gerektirmiştir. Eğitim, faydası onu tüketen bireyin yanında topluma da yayıldığı için yarı kamusal mal ve hizmet olarak değerlendirilmektedir ve dışsal fayda olarak isimlendirilen bu olumlu etki, fiyat içerisinde yer almamaktadır. Bu hizmetin yerine getirilmemesi durumunda bireye olan zararının yanında topluma olan maliyetinin de, yani dış kayıplarının dikkate alınmasıyla, bu hizmetin devlet tarafından üstlenildiği görülmektedir. Devlet, aynı zamanda, özel sektör üzerinde de denetimi sağlayarak hem üretimde hem de tüketimde ortaya çıkan veya çıkabilecek olan dış kayıpları azaltmaya çalışmaktadır (Akdoğan, 2014, ss.46-48).

Eğitim hizmeti arz edilirken hem birey hem de toplum üzerinde yarattığı olumlu veya olumsuz etkiler bu hizmetin çoğunlukla devlet tarafından gerçekleştirilmesini zorunlu kılmaktadır. Devlet ise eğitim hizmetinin finansmanını vergilerle karşılayarak doğrudan finansman yöntemini kullanmaktadır. Uygulamada başka finansman yöntemleri de bulunmaktadır. Bunlar kısmî finansman ve dolaylı finansmandır. Kısmî finansmanda, eğitim vergi yerine harçlarla finanse edilmektedir. Yani, eğitim harcamalarının bir kısmı fiyatlandırılarak öğrencilerden tahsil edilmektedir. Dolaylı finansman yöntemi ise diğer iki yöntemden şu yönüyle farklılık göstermektedir. Bu yöntemde, devlet eğitim hizmetini arz etmekle beraber, üretiminde özel sektöre de imkân tanımaktadır. Uygulamada bu yöntem kupon yöntemi olarak da bilinmektedir. Devlet bu yöntem ile özellikle maddi imkânsızlıklar nedeniyle okuyamayacak durumda olan öğrencilere sadece kendi açacağı parasız yatılı okullarda eğitim vermek yerine bu hizmeti özel kesime de kaydırmaktadır (Devrim ve Tosuner, 1987, ss.86-87).

Türkiye için eğitimin en önemli finansman kaynakları sayılacak olursa bunlar; merkezi yönetim bütçesinden ayrılan pay, il özel idarelerinin bütçelerinden ayrılan kaynaklar, yabancı ülke ve kuruluşlardan aktarılan burs, kredi ve bağışlar, halkın ve kuruluşların eğitim için bağışları ve okul aile birliği gelirleridir (MEB, 2019, s.182).

Yurt dışındaki muhtelif çalışmalarda 1951 ila 2012 yılları arasında değişen farklı dönemler için panel veri analizi, hata düzeltme modeli, eşbütünleşme analizi, ARDL testi, tamamen değiştirilmiş en küçük kareler yöntemi (FMOLS) ve OLS yöntemi gibi

yöntemlerle eğitim kademelerine göre okullaşma oranları, eğitim kademelerine göre kayıt oranı, eğitim harcamaları verisi gibi açıklayıcı değişkenlerle eğitimin iktisadi büyüme üzerinde doğrudan veya dolaylı pozitif etkiye sahip olduğunun tespit edildiği görülmüştür (Baldacci vd., 2008; Loening, 2005; Mallick, Das ve Pradhan, 2016; Musila ve Belassi, 2004; Riasat, Atif ve Zaman, 2011).

Türkiye için muhtelif çalışmalarda; panel veri analizi, nedensellik testleri, eşbütünleşme analizi, regresyon analizi ya da ARDL sınır testi gibi yöntemlerle 1923 ila 2014 yılları arasında değişmekte olan farklı dönemler için eğitim kademelerine göre mezun sayıları, eğitim kademelerine göre öğrenci sayıları, eğitim kademelerine göre öğretmen-öğrenci oranları, eğitim kademelerine göre okullaşma oranları, eğitim harcamaları verisi ile gayri safi milli hâsıla veya gayri safi yurtiçi hâsıla (GSYH) verileri analiz edilerek eğitim ile iktisadi büyüme arasında doğrudan veya dolaylı pozitif yönlü ilişkinin var olduğunun tespit edildiği görülmüştür (Çalışkan, Karabacak ve Meçik, 2013; Dal, 2014; Doğrul, 2008; Erdoğan ve Yıldırım, 2009; Gövdeli, 2016; Kar ve Taban, 2003; Kar ve Ağır, 2006; Mercan ve Sezer, 2014; Varsak, 2008; Yurtkuran, 2015). Erdoğan ve Yıldırım (2009) çalışmasında, ilkokulda, ortaokulda, meslek ve genel liselerde öğretmen-öğrenci oranları, ilkokul düzeyinde okullaşma oranı ve eğitim harcamaları ile iktisadi büyüme arasında pozitif yönlü bir ilişki bulmasının yanısıra, lise ve yükseköğretim düzeyinde okullaşma oranı ve eğitim harcamalarının yatırıma ayrılan kısmı ile iktisadi büyüme arasında negatif bir ilişki tespit etmiştir.

Türkiye’de birçok çalışmada, eğitimin iktisadi büyüme üzerindeki etkisi araştırılırken eğitim verisi olarak farklı eğitim kademelerine göre öğrenci sayılarının açıklayıcı değişken olarak kullanıldığı görülmüştür. Eğitim harcamaları ile iktisadi büyüme arasındaki ilişki analiz edilirken de eğitim harcaması verisi olarak sadece Millî Eğitim Bakanlığı harcamalarını dikkate alan çalışmalar olduğu gibi yükseköğretim harcamalarını da analizine dâhil etmiş olan çalışmalar olduğu görülmüştür.

Literatürde, eğitimin iktisadi büyüme üzerindeki etkisini inceleyen pek çok çalışma bulunmaktadır, ancak bu söz konusu çalışmaların incelemiş oldukları muhtelif dönemlerin uzunluklarının, bu çalışmada incelenen dönem kadar uzun olmadığı görülmüştür. Literatürde, Türkiye’de 1924 ila 2016 dönemi için ilköğretime kayıtlı toplam öğrenci sayısı, ortaöğretim kademesinde genel liseye kayıtlı toplam öğrenci sayısı, ortaöğretim kademesinde meslek lisesine kayıtlı toplam öğrenci sayısı, Millî Eğitim Bakanlığı harcamaları ile sınırlandırılmış reel eğitim harcamaları verisi ve reel GSYH verisini birlikte analiz eden başka bir çalışmaya rastlanılmamıştır ve bu çalışma, analiz döneminin uzunluğu ve ihtiva ettiği bu değişkenler yönüyle bugüne kadar yapılan çalışmalardan farklılık göstermektedir. Bu çalışmada, seriler arasındaki uzun dönem denge ilişkileri incelenmiştir, ancak analiz dönemi sadece 1924 – 2016 dönemi olarak ele alınmamıştır, ayrıca 1963 - 2016 dönemi için de seriler arasındaki uzun dönem ve kısa dönem denge ilişkileri incelenmiştir. Bu çalışmanın, tüm bu yönleriyle literatürden farklılık gösterdiği ve literatüre katkı sağladığı düşünülmektedir.

Hiç kuşkusuz, iktisadi büyümeye neden olan pek çok faktör bulunmaktadır ve beşeri sermaye iktisadi büyümeye katkıda bulunan önemli faktörlerden biridir (Kar ve Ağır, 2006, s.58). Eğitim ve sağlık alanları da, beşeri sermayenin temel dinamikleridir. Eğitim ve sağlık alanlarında gerçekleşen nitel ve nicel gelişmeler doğrudan ve dolaylı olarak iktisadi büyümeyi pozitif yönde etkilemektedir (Erdoğan ve Yıldırım, 2009, s.11). Bu çalışmada, beşeri sermayenin bileşenlerinden olan eğitim ile iktisadi büyüme arasındaki ilişki Türkiye için araştırılacaktır. Çalışmada; Türkiye’de 1924 - 2016 dönemi ve 1963 - 2016 dönemi için yıllık verilerle reel eğitim harcamaları ve eğitim kademelerine göre toplam öğrenci sayıları ile iktisadi büyüme arasında uzun dönemli ve kısa dönemli denge ilişkisinin olup olmadığı Engle-Granger eşbütünleşme testi ile araştırılarak (eğer varsa) ilişkinin yönü ve miktarı ortaya konmaya çalışılacaktır.

2. Yöntem

2. 1. Araştırma Modeli

Araştırmada, Türkiye için 1924 ila 2016 yıllarına ait reel GSYH, reel eğitim harcamaları ve eğitim kademelerine göre toplam öğrenci sayıları verisi retrospektif yöntem ile incelenmiştir. 1924 - 2016 ve 1963 – 2016 dönemleri için iktisadi büyüme ile reel eğitim harcamaları ve eğitim kademelerine göre toplam öğrenci sayıları arasındaki ilişkinin varlığı, yönü ve miktarı Engle-Granger eşbütünleşme testiyle araştırılmıştır.

Araştırmanın amacına uygun ekonometrik model, hem 1924 – 2016 analiz dönemi için hem de 1963 – 2016 analiz dönemi için tam logaritmik model olarak Eşitlik (1)’de yer aldığı şekilde kurulmuştur. Analizler, değişen varyans gibi sorunlardan kaçınmak için değişkenlerin gerçek değerleri üzerinden değil, logaritmik değerleri üzerinden gerçekleştirilmektedir.

$$\ln(\text{reel_gsh}_t) = \beta_0 + \beta_1 \ln(\text{reel_eh}_t) + \beta_2 \ln(\text{ilkogretim}_t) + \beta_3 \ln(\text{g_lise}_t) + \beta_4 \ln(\text{m_lise}_t) + u_t \quad (1)$$

$\ln(\text{reel_gsh}_t)$: Reel gayri safi yurtiçi hâsıla verisinin doğal logaritması

$\ln(\text{reel_eh}_t)$: Reel eğitim harcamaları verisinin doğal logaritması

$\ln(\text{ilkogretim}_t)$: İlköğretim kademesine kayıtlı toplam öğrenci sayısı verisinin doğal logaritması

$\ln(\text{g_lise}_t)$: Ortaöğretim kademesinde genel liseye kayıtlı toplam öğrenci sayısı verisinin doğal logaritması

$\ln(\text{m_lise}_t)$: Ortaöğretim kademesinde meslek lisesine kayıtlı toplam öğrenci sayısı verisinin doğal logaritması

u_t : Hata terimi

2.2. Veri Seti

Bu çalışmada, Türkiye için 1924 - 2016 dönemine ait yıllık verilerle çalışılmıştır. Sırasıyla, Hazine ve Maliye Bakanlığı Muhasebat ve Mali Kontrol Genel Müdürlüğü ile Türkiye İstatistik Kurumu ve Millî Eğitim Bakanlığı'ndan elde edilen reel eğitim harcamaları verisi ile reel GSYH ve eğitim kademelerine (ilköğretim; ortaöğretim, genel lise; ortaöğretim, meslek lisesi) göre toplam öğrenci sayıları verisi 1924 - 2016 ve 1963 - 2016 dönemleri için ayrı ayrı ekonometrik yöntemlerle analiz edilmiştir.

1990'ların başından itibaren iktisadi büyümeyi ölçmek amacıyla çoğunlukla reel GSYH'deki değişim ele alınmaktadır (Ertek, 2007, ss.213-238). Bu çalışmada da, iktisadi büyümeyi ölçmek için reel GSYH verisi kullanılmıştır.

Çalışmada kullanılan "Reel Eğitim Harcamaları" verisi, merkezi yönetim bütçesi içinde sadece Millî Eğitim Bakanlığı'nın gerçekleşen harcamaları ile sınırlandırılmıştır. Zira, çalışmanın analiz dönemleri, 1924 ila 2016 ve Türkiye'de planlı dönemin başlangıç yılı olan 1963 ila 2016 yıllarını kapsayacak şekilde iki dönem olarak ele alınmaktadır ve bu yıllar itibarıyla her iki analiz dönemi için de eğitim harcaması verisi olarak diğer kamu harcamaları ile özel harcamalar verisi, çalışmada kullanılan analiz yöntemlerine uygun olacak şekilde düzenli periyotlarla elde edilememiştir.

Çalışma verilerinin elde edilmesi 01.01.2020 tarihinden önce (2018 yılında) gerçekleştiği için çalışmanın Etik Kurul İzin Belgesi gerekliliği bulunmamaktadır.

2.3. Veri Toplama Araçları

Çalışmada, Türkiye Cumhuriyeti kamu kurum ve kuruluşları tarafından derlenen ve yayınlanan yıllık veriler kullanılmıştır.

Reel eğitim harcamaları verisi, sadece Millî Eğitim Bakanlığı harcamaları ile sınırlandırılmış olup veri seti, Hazine ve Maliye Bakanlığı Muhasebat ve Mali Kontrol Genel Müdürlüğü resmi internet sitesinde yayınlanan yıllara göre bütçe gider-gelir gerçekleştirmeleri tablolarından derlenmiştir. Anılan tablolarda, 1924 ila 2016 yılları için TL cinsinden, cari fiyatlarla açıklanmış olan eğitim harcamaları verisi, Türkiye İstatistik Kurumu resmi internet sitesinden, Kurumun ilgili birimlerinden ve yayınlamış olduğu yayınlarından elde edilen tüketici fiyat endeksi (TÜFE, 1938=100) değerleri ile reel hâle getirilmiş olup analize öyle dâhil edilmiştir (BÜMKO, 2018; TÜİK, 2014; TÜİK, 2018b).

Cari fiyatlarla GSYH verisi, Türkiye İstatistik Kurumu resmi internet sitesinden ve Kurumun yayınlarından alınmıştır. Yalnızca, 2016 yılı nominal GSYH verisi, Millî Eğitim Bakanlığı 2016 – 2017 Eğitim Öğretim Yılı Millî Eğitim İstatistikleri Örgün Eğitim kitabından alınmıştır. Nominal GSYH zaman serisi, Türkiye İstatistik Kurumu resmi internet sitesinden, Kurumun ilgili birimlerinden ve yayınlamış olduğu yayınlarından elde edilen tüketici fiyat endeksi (TÜFE, 1938 = 100) değerleri ile reel hâle getirilerek analize dâhil edilmiştir (MEB, 2017; TÜİK, 2014; TÜİK, 2018a, TÜİK, 2018b).

Eğitim kademelerine göre toplam öğrenci sayısı (ilköğretim; ortaöğretim, genel lise; ortaöğretim, meslek lisesi) verisi, Türkiye İstatistik Kurumu tarafından hazırlanan “İstatistik Göstergeler, 1923-2013” adlı kitaptan ve Millî Eğitim Bakanlığı’na 2014 - 2015, 2015 - 2016 ve 2016 - 2017 eğitim öğretim yılları itibariyle ayrı ayrı hazırlanan “Millî Eğitim İstatistikleri Örgün Eğitim” adlı kitaplardan derlenmiştir (MEB, 2015; MEB, 2016; MEB, 2017; TÜİK, 2014).

Bu çalışmada eğitim verisi olarak ilköğretime kayıtlı toplam öğrenci sayısı, ortaöğretim kademesinde genel liseye kayıtlı toplam öğrenci sayısı ve ortaöğretim kademesinde meslek lisesine kayıtlı toplam öğrenci sayısı kullanılmış olup ilköğretime kayıtlı toplam öğrenci sayısı, çalışmada incelenecek yıllar itibariyle ilköğretime kayıtlı resmi ve özel öğrenci sayısı toplamıdır. 16.08.1997 tarihli ve 4306 sayılı Kanun ile 1997/’98 öğretim yılından itibaren sekiz yıllık kesintisiz eğitim uygulamasıyla ilk ve ortaokullar birleştirildiği için ilköğretime kayıtlı toplam öğrenci sayısı, 1924 ve 1997 yılları için ilkokula kayıtlı toplam öğrenci sayısı ile ortaokula kayıtlı toplam öğrenci sayısının toplamını ifade etmektedir. 30.03.2012 tarihli ve 6287 sayılı Kanun ile 2012/’13 öğretim yılından itibaren de 12 yıllık kademeli zorunlu eğitime geçilmesi sebebiyle 2012 ila 2016 yılları arasındaki ilköğretime kayıtlı toplam öğrenci sayısı, ilkokula kayıtlı toplam öğrenci sayısı ile ortaokula kayıtlı toplam öğrenci sayısının toplamını ifade etmektedir. Açıköğretim öğrencilerini de kapsamaktadır (Resmi Gazete, 1997; Resmi Gazete, 2012).

Ortaöğretim kademesinde genel liseye kayıtlı toplam öğrenci sayısı, analiz dönemi itibariyle genel liselere kayıtlı resmi ve özel öğrenci sayısı toplamıdır. Ortaöğretim kademesinde meslek lisesine kayıtlı toplam öğrenci sayısı ise, çalışmada incelenen yıllar itibariyle meslek liselerine ve mesleki teknik ortaokullarına kayıtlı resmi ve özel öğrenci sayısı toplamıdır. 16.08.1997 tarihli ve 4306 sayılı Kanun ile 1997/’98 öğretim yılından itibaren sekiz yıllık kesintisiz eğitim uygulamasına geçilmesi nedeniyle, ortaokullar ilköğretim bünyesine dâhil edilmiş olup anılan öğretim yılından itibaren sadece meslek liselerini kapsamaktadır. Her iki seri de açıköğretim lisesi öğrencilerini kapsamaktadır (Resmi Gazete, 1997).

2.4. Verilerin Analizi

Bu çalışmada; reel GSYH, reel eğitim harcamaları ve eğitim kademelerine göre toplam öğrenci sayıları değişkenleri ile tam logaritmik bir model kurulmuş olup bu değişkenler arasında uzun dönemli denge ilişkisi olup olmadığı ekonometrik analizlerle, EVIEWS 9 paket programından yararlanılarak tespit edilmiştir.

Ekonometrik analizlerde, öncelikle verilerin durağan olduğu varsayımı sağlanmalıdır. Durağanlık; zaman serisi verilerinin sabit bir ortalama etrafında dalgalandığı ve dalgalanmanın varyansının özellikle zaman boyunca sabit kaldığı şeklinde ifade edilir (Dikmen, 2012, s.304). Diğer bir ifadeyle, ortalaması ile varyansı zamanla değişmeyen ve iki dönem arasında ortak varyansı, ortak varyansın hesaplandığı döneme değil sa-

dece iki dönem arasındaki uzaklığa veya gecikmeye bağlı olasılıklı bir sürece durağan denilmektedir (Gujarati ve Porter, 2009/2012, s.740). Herhangi bir zaman serisinin durağan olup olmadığını test etmek için birim kök testleri yapılmaktadır (Dikmen, 2012, s.304).

2.4.1. Birim kök testleri

Durağan ve durağan dışı (durağan olmayan) zaman serileri arasında çok önemli farklar vardır. Seri durağan ise uzun dönemde sabit bir ortalaması ile sabit bir varyansı vardır ve gecikme uzunluğu arttıkça otokorelasyonun azaldığı görülür. Ancak, seri durağan dışı ise seride uzun dönemli bir ortalamasının olmadığı, değişen varyans durumu ve otokorelasyonun azalarak yok olmadığı görülür. Dolayısıyla, bir serinin uzun dönem özelliğini görmek için geçmiş dönem değerlerinin seriyi nasıl etkilediğinin tespit edilmesi gerekir. Bu nedenle, Y_t ve Y_{t-1} ilişkisinin tahmin edilmesi gerekmektedir. Bu maksatla geliştirilen yöntemlerden en yaygın olarak kullanılanı, birim kök testi olarak isimlendirilen yöntemdir (Dikmen, 2012, ss.308-309).

Y değişkeninin Y_t ile Y_{t-1} değerleri arasındaki regresyon ilişkisi şu şekilde ifade edilebilir:

$$Y_t = \theta Y_{t-1} + u_t, \quad -1 \leq \theta \leq 1 \quad (2)$$

Burada, $u_t(0, \sigma^2)$ beyaz gürültü hata terimidir.

Basitçe, Y_t 'nin (bir dönem) gecikmeli Y_{t-1} değerine göre bağlanımının hesaplanıp tahmin edilen θ 'nın istatistiksel açıdan 1'e eşit olup olmadığının bulunması işi, birim kök testinin gerisinde yatan ana fikirdir (Gujarati ve Porter, 2009/2012, s.754). Birim kök sınavında; yokluk hipoteziyle, serilerin durağan olmadığı öne sürülürken, alternatif hipotez ile serilerin durağan olduğu öne sürülmektedir ve elde edilen test istatistikleri kritik değerlerden küçük ise yokluk hipotezi reddedilebilir.

Durağanlık durumunu araştırmak için Dickey – Fuller tarafından Dickey – Fuller (DF) birim kök testi ve Genişletilmiş Dickey – Fuller (Augmented Dickey Fuller (ADF)) birim kök testleri geliştirilmiştir (Dikmen, 2012, ss.310-311). Phillips – Perron (PP) da, Dickey–Fuller tarafından geliştirilen varsayımı geliştirerek birim kök için parametrik olmayan yeni bir birim kök testi geliştirmişlerdir (Sevüktekin ve Çınar, 2014, ss.378-380). Bu çalışmada da, pek çok çalışmada yaygın olarak kullanıldığı üzere, serilerin durağan olup olmadıklarının sınavmasında, Genişletilmiş Dickey-Fuller (ADF) ve Phillips-Perron (PP) birim kök testleri kullanılmıştır.

2.4.2. Eşbütünleşme analizi ve hata düzeltme modeli

Zaman serilerinin durağan olmaması halinde, eşbütünleşme yaklaşımı ile seriler aynı dereceden entegre iseler değişkenleri etkileyen dışsal şokların olmasına rağmen, değişkenler arasında uzun dönemli bir denge ilişkisinin olabileceği ifade edilmektedir (Dikmen, 2012, s.321). İlk kez Granger (1981) tarafından ortaya konulan eşbütünleşme

ve hata düzeltme kavramlarını, Engle-Granger (1987) çalışmalarında geliştirmişlerdir. Engle-Granger (1987) çalışmasında, iki değişken arasında uzun dönemli ilişki araştırırken, modelde bulunan bütün değişkenlerin aynı dereceden bütünlük olduğunu varsaymaktadır. Başka bir ifadeyle, öncelikle her değişkene birim kök testi uygulanıp birinci dereceden bütünlük yani I(1) olduklarını bulmak gerekmektedir. Aksi takdirde değişkenler farklı dereceden bütünlük ise Engle-Granger (1987) yöntemi kullanılamamaktadır (Sevüktekin ve Çınar, 2014, ss.561-562).

Eşbütünlük analizinde, Engle-Granger (1987)’de ortaya konulan “Granger temsil teoremi (Granger representation theorem)” önemli bir husustur. Teoreme göre, iki değişken eştümleşik ise, bu iki değişken arasında uzun dönemli bir ilişki vardır (Sevüktekin ve Çınar, 2014, s.603). Ancak, bu iki değişken arasında kısa dönemde bir denge olmayabilir. Engle-Granger (1987) tarafından ortaya konulmuş olan hata düzeltme modeli, bu dengesizliği ortadan kaldırmaktadır. Hata düzeltme modeliyle, iki değişkenin kısa dönem ve uzun dönem davranışları arasında bir köprü kurulmaktadır. Regresyon denkleminde elde edilen hatalar hata düzeltme modelini tahmin etmede kullanılır. Hata düzeltme modeli, serilerin arasında kısa dönemli dinamik analiz yapmaktadır. Burada, bağımlı değişkendeki değişmeyi, uzun dönemli ilişkinin hata terimiyle bağımlı ve bağımsız değişkenlerin gecikmeli değerleri arasında kurulan regresyon yardımıyla çözmektedir. Eştümleşik serilerin hata düzeltme modeli kısaca HDM şeklinde gösterilmektedir (Dikmen, 2012, s.331; Yıldız ve Aksoy, 2014, s.10).

Eğer iki değişken durağan dışı ve ikisi de aynı derecede entegre iseler ve aralarında trende bağlı ilişki var ise bu takdirde iki değişken arasında bir eşbütünlük olduğu görülmektedir. İki değişkenin aynı dereceden entegre olması, iki değişkendeki trendin birbirini götürerek trend etkisinden arındırılmış bir ilişkinin ortaya çıkmasını sağlar. Uzun dönem denge ilişkisinde, $Y_t = \beta_0 + \beta_1 X_t + u_t$ denklemi için ilişki, $u_t = Y_t - \beta_0 - \beta_1 X_t$ olarak ifade edildiğinde, u_t hata terimlerinin durağan olup olmaması özelliğidir. Eğer u_t hata terimleri durağansa, bu iki zaman serisi arasında eşbütünlüğün varolduğu anlamına gelmektedir. Eşbütünlük uygulaması için bazı testler geliştirilmiştir ve bunlardan en yaygın olarak kullanılanı Engle-Granger eşbütünlük testidir (Dikmen, 2012, ss.321-322).

Engle-Granger (1987) yaklaşımını açıklamak için aşağıdaki model kullanılabilir.

$$Y_t = \beta_0 + \beta_1 X_t + u_t \quad (3)$$

Burada Y_t ve X_t birinci dereceden tümleşik I(1) değişkenleri göstermektedir. Bu iki değişkenin eştümleşik olması hata terimi u_t ’nin durağan olmasına bağlıdır. Başka bir ifadeyle hata terimi sıfırıncı dereceden tümleşik I(0) ise değişkenlerin eştümleşik olduğu sonucuna ulaşılır. Bu durum $Y_t \sim I(1)$, $X_t \sim I(1)$ ve $u_t = Y_t - \beta_0 - \beta_1 X_t \sim I(0)$ olduğundan, $Y_t, X_t \sim CI(1,1)$ şeklinde de gösterilebilir. Bu ifade Y_t ve X_t değişkenleri arasında sadece bir uzun dönem ilişkisi olduğu ve bu ilişkinin Eşitlik (3) ’teki gibi statik bir model ile tahmin edildiği anlamına gelmektedir. Engle-Granger (1987) yaklaşımı litera-

türde iki adımlı süreç olarak bilinmektedir. Birinci adımda veri setine Klasik En Küçük Kareler (KEKK) yöntemi uygulanarak eştümleşim vektörünün parametreleri tahmin edilmektedir. İkinci adımda ise hata terimine birim kök sınaması yapılmakta, tahmin edilen parametreler hata düzeltme modelinde kullanılmaktadır (Sevüktekin ve Çınar, 2014, ss.561-564). Eğer hata terimi durağansa modeldeki değişkenlerin eşbütünleşik oldukları ve de uzun dönemde birlikte dengeye gelecekleri söylenebilmektedir.

$$\Delta \hat{u}_t = \delta \hat{u}_{t-1} + \varepsilon_t \quad (4)$$

$H_0: \delta = 0$ (Eşbütünleşme ilişkisi yoktur.)

$H_1: \delta < 0$ (Eşbütünleşme ilişkisi vardır.)

Yukarıdaki hipotezler kullanılarak seriler arasında eşbütünleşme ilişkisi olup olmadığı test edilir. H_0 yokluk hipotezi reddedilebiliyorsa \hat{u}_t durağandır ve değişkenler eşbütünleşiktir.

Y ve X değişkenlerinin eştümleşik olduğu varsayımı altında genel bir hata düzeltme modeli şöyle gösterilebilmektedir:

$$\Delta Y_t = \text{Gecikmeli}(\Delta Y_t, \Delta X_t) + \lambda (u_{t-1}) + v_t \quad (5)$$

ΔY_t , X_t değişkenindeki kısa dönem dalgalanmaları, u_{t-1} uzun dönem dengeye doğru ayarlanmaları ifade etmektedir. λ katsayısı sapmayı göstermektedir ve ayarlamaya hızı olarak isimlendirilmektedir. λ istatistiksel bakımdan anlamlıysa eğer X_t değişkenindeki kısa dönem dengesizliğin ne kadarının, bir dönem sonra düzeltilebileceğini göstermektedir. λ katsayısı pozitif ise uzun dönem denge değerinden uzaklaşmakta, negatif ise uzun dönem denge değerine yaklaşmaktadır. λ negatif ise hata düzeltici mekanizmanın çalıştığı ve sapmanın azaldığı söylenebilmektedir (Dikmen, 2012, ss.331-332).

Eşbütünleşme analizi yapılırken Engle-Granger (1987) çalışmasında tek bağımsız değişken kullanılabilmesi gibi analizi k-sayıda bağımsız değişkene göre genişletmek mümkündür. Burada, bağımlı değişkenin ve k-sayıdaki bağımsız değişkenin her birinin I(1) olması koşulunun sağlanması hâlinde analiz genelleştirilebilir (Sevüktekin ve Çınar, 2014, s.568).

Engle-Granger (1987) yaklaşımının çok değişkenli durumunu açıklamak için aşağıdaki model kullanılabilir.

$$Y_t = \beta_0 + \beta_1 X_{1t} + \beta_2 X_{2t} + \dots + \beta_k X_{kt} + u_t \quad (6)$$

Burada, Y_t ve $X_{1t}, X_{2t}, \dots, X_{kt}$ birinci dereceden tümleşik I(1) değişkenleri göstermektedir. Bu değişkenlerin eştümleşik olması hata terimi u_t 'nin durağan olmasına bağlıdır. Bu durum $Y_t, X_{1t}, X_{2t}, \dots, X_{kt} \sim CI(1,1)$ şeklinde gösterilebilir. Bu ifade Y_t ve $X_{1t}, X_{2t}, \dots, X_{kt}$ değişkenleri arasında sadece bir uzun dönem ilişkisi olduğu ve bu iliş-

kinin Eşitlik (6) ’daki gibi statik bir model ile tahmin edildiği anlamına gelmektedir. Çok değişkenli durumda hata düzeltme mekanizmasının modellenmesi şu şekildedir:

$$\Delta Y_t = \text{Gecikmeli}(\Delta Y_t, \Delta X_{1t}, \Delta X_{2t}, \dots, \Delta X_{kt}) + \lambda (\hat{u}_{t-1}) + v_t \quad (7)$$

Burada yine hata düzeltme mekanizmasının çalışması için $-1 < \lambda < 0$ olması gerekmektedir. Modelde eğer gerekiyorsa $i = 1, 2, 3, \dots, k$ için X_{it} ’nin gecikmesiz (cari) değerleri de kullanılabilir (Sevüktekin ve Çınar, 2014, ss.568-569).

Bu çalışmada, seriler arasındaki uzun dönem ve kısa dönem ilişkilerinin analiz edilebilmesi için Engle-Granger eşbütünleşme testi ve hata düzeltme modeli kullanılmıştır.

3. Bulgular

Burada, 1924 – 2016 dönemi ile 1963 – 2016 dönemi için ayrı ayrı yapılmış olan ekonometrik analizlerin sonuçlarına yer verilmektedir.

3. 1. 1924 – 2016 Dönemi İçin Analiz Sonuçları

3. 1. 1. Birim kök testi

1924 – 2016 dönemi için yapılan ADF ve PP birim kök testlerinin analiz sonuçları sırasıyla Tablo 1 ve Tablo 2’de verilmiştir.

Tablo 1. Değişkenlere Ait ADF Birim Kök Testi Sonuçları

Değişkenler	Düzeyde yapılan ADF birim kök testi sonuçları	Birinci dereceden fark alınarak yapılan ADF birim kök testi sonuçları	Sonuç
	-Kesmeli ve Trendli Model -		
ln(reel_gsyh)	-2,256887	-9,845259	I(1)
ln(reel_eh)	-1,567219	-13,22323	I(1)
ln(ilkogretim)	0,154434	-6,340264	I(1)
ln(g_lise)	-2,366169	-6,187577	I(1)
ln(m_lise)	-1,690288	-6,545837	I(1)
	$\alpha_{0,01} = -4,06;$	$\alpha_{0,05} = -3,46;$	$\alpha_{0,10} = -3,16$

Tablo 1’de yer alan sonuçlar incelendiğinde; düzeyde yapılan ADF birim kök testi sonuçlarına göre, reel GSYH, reel eğitim harcamaları, ilköğretim ve ortaöğretim (genel lise, meslek lisesi) kademelerine ilişkin öğrenci sayısı serilerinin kesmeli ve trendli modelleri için elde edilen test istatistik değerleri, α ($_{0,01};$ $_{0,05};$ $_{0,10}$) anlamlılık düzeylerinden büyük çıkmıştır. Dolayısıyla, bu serilerin durağan-dışı olduğu sonucuna varılmıştır.

Birinci sıra fark alınarak yapılan ADF birim kök testi sonuçlarına göre ise; tüm değişkenler %1, %5 ve %10 anlamlılık düzeylerinde birinci sıra fark durağandır. Dolayısıyla; reel GSYH, reel eğitim harcamaları, ilköğretim ve ortaöğretim (genel lise, meslek lisesi) kademelerine ilişkin öğrenci sayısı değişkenleri arasında eşbütünleşme ilişkisi olup olmadığını araştırmak için gerekli koşul da sağlanmış olmaktadır. Seriler aynı dereceden durağan (tümlşik) olduğundan, aralarında uzun dönemli bir denge ilişkisinin var olup olmadığı Engle-Granger yöntemi ile test edilebilmektedir.

Tablo 2. Değişkenlere Ait Phillips-Perron (PP) Birim Kök Testi Sonuçları

Değişkenler	Düzeyde yapılan PP birim kök testi sonuçları	Birinci dereceden fark alınarak yapılan PP birim kök testi sonuçları	Sonuç
	-Kesmeli ve Trendli Model -		
ln(reel_gsyh)	-2,130795	-10,44975	I(1)
ln(reel_ah)	-2,294388	-13,08419	I(1)
ln(ilkogretim)	0,655364	-6,021311	I(1)
ln(g_lise)	-2,149914	-6,219407	I(1)
ln(m_lise)	-1,581031	-6,566639	I(1)
	$_{0,01} = -4,06;$	$_{0,05} = -3,46;$	$_{0,10} = -3,16$

Tablo 2’de yer alan sonuçlar incelendiğinde; düzeyde yapılan PP birim kök testi sonuçlarına göre, reel GSYH, reel eğitim harcamaları, ilköğretim ve ortaöğretim (genel lise, meslek lisesi) kademelerine ilişkin öğrenci sayısı serilerinin kesmeli ve trendli modelleri için elde edilen test istatistik değerleri, α ($_{0,01};$ $_{0,05};$ $_{0,10}$) anlamlılık düzeylerinden büyük çıkmıştır. Dolayısıyla, bu serilerin durağan-dışı olduğu sonucuna PP birim kök testi ile de varılmıştır.

Birinci sıra fark alınarak yapılan PP birim kök testi sonuçlarına göre ise; tüm değişkenler %1, %5 ve %10 anlamlılık düzeylerinde birinci sıra fark durağandır. Dolayısıyla; reel GSYH, reel eğitim harcamaları, ilköğretim ve ortaöğretim (genel lise, meslek lisesi) kademelerine ilişkin öğrenci sayısı değişkenleri arasında eşbütünleşme ilişkisi olup olmadığını araştırmak için gerekli koşul, PP birim kök testine göre de sağlanmış olmaktadır. Buradan hareketle, değişkenlerin eşbütünleşik olup olmadıklarının test edilmesi için çalışmada Engle-Granger eşbütünleşme testi uygulanmıştır.

3. 1. 2. Eşbütünleşme analizi

Burada, 1924 – 2016 dönemi için yapılan Engle-Granger eşbütünleşme testi analiz sonuçlarına yer verilmiştir.

3. 1.2.1. Engle-Granger eşbütünlüşme testi

1924 – 2016 dönemi için yapılan Engle-Granger eşbütünlüşme testi analiz sonuçları Tablo 3 ve Tablo 4’te verilmiştir.

1.aşama

Tablo 3. Eşbütünlüşme İçin KEKK Tahmin Sonuçları

Değişkenler	Katsayılar
ln(reel_eh)	0,3909* (0,0000)
ln(ilkogretim)	- 0,4592* (0,0001)
ln(g_lise)	0,4497* (0,0000)
ln(m_lise)	0,1426** (0,0665)
c	-1,3186 (0,5525)

Not: Parantez içindeki değerler olasılık değerleridir. “*” , “**” sırasıyla %5 ve %10 yanılma düzeyinde istatistiksel olarak anlamlılığı göstermektedir.

1924 – 2016 dönemi için Eşitlik (1)’de verilen model Engle-Granger eşbütünlüşme yöntemi ile tahmin edilmiş ve tahmin sonuçları aşağıda verilmiştir:

$$\begin{aligned} \ln(\text{reel_gsh}) = & -1,3186 + 0,3909 \ln(\text{reel_eh}) - 0,4592 \ln(\text{ilkogretim}) \\ & (2,210934) \quad (0,080035) \quad (0,110648) \\ & + 0,4497 \ln(\text{g_lise}) + 0,1426 \ln(\text{m_lise}) \quad (8) \\ & (0,052915) \quad (0,076731) \end{aligned}$$

2.aşama

İkinci aşamada, elde edilen modele ilişkin olarak tahmin edilen hata terimlerine ADF testi uygulanmıştır. Analiz sonuçları Tablo 4’te yer almaktadır.

Tablo 4. Hata Terimi İçin Yapılan ADF Birim Kök Testi Sonuçları

Anlamlılık düzeyi	Kesmesiz ve Trendsiz Model $t_{hesap} = -3,347031$
% 1	-5,18
% 5	-4,58
% 10	-4,26
Karar	$ t_{hesap} < \tau $ H_0 kabul edilir.

Not: Engle ve Yoo (1987) kritik değerleri kullanılmaktadır.

Tablo 4'te yer alan sonuçlara göre; hata terimi için hesaplanan test istatistiği değerinin mutlak değeri, %1, %5 ve %10 anlamlılık düzeylerinde elde edilen Engle ve Yoo (1987) tablo kritik değerlerinden mutlak değerlerinden küçük çıkmış olup hata terimleri düzeyde durağan-dışı bulunmuştur. Buradan hareketle; 1924 - 2016 dönemi için yapılan Engle-Granger eşbütünlüşme testi sonuçlarına göre, reel eğitim harcamaları, eğitim kademelerine göre öğrenci sayıları ve iktisadi büyüme arasında eşbütünlüşme ilişkisi yani uzun dönemli bir denge ilişkisi bulunmadığı söylenebilmektedir.

3. 2. 1963 – 2016 Dönemi İçin Analiz Sonuçları

3.2.1. Birim kök testi

1963 – 2016 dönemi için yapılan ADF ve PP birim kök testlerinin analiz sonuçları sırasıyla Tablo 5 ve Tablo 6'da verilmiştir.

Tablo 5. Değişkenlere Ait ADF Birim Kök Testi Sonuçları

Değişkenler	Düzye yapılan ADF birim kök testi sonuçları	Birinci dereceden fark alınarak yapılan ADF birim kök testi sonuçları	Sonuç
ln(reel_gsyh)	-2,667654	-8,141018	I(1)
ln(reel_ah)	-3,113351	-8,056348	I(1)
ln(ilkogretim)	-2,295175	-3,916650	I(1)
ln(g_lise)	-2,104567	-6,244432	I(1)
ln(m_lise)	-1,827539	-5,657886	I(1)
	$t_{0,01} = -4,14$	$t_{0,05} = -3,50;$	$t_{0,10} = -3,18$

Tablo 5’te yer alan sonuçlar incelendiğinde; düzeyde yapılan ADF birim kök testi sonuçlarına göre, reel GSYH, reel eğitim harcamaları, ilköğretim ve ortaöğretim (genel lise, meslek lisesi) kademelerine ilişkin öğrenci sayısı serilerinin kesmeli ve trendli modelleri için elde edilen test istatistik değerleri, α ($_{0,01}$; $_{0,05}$; $_{0,10}$) anlamlılık düzeylerinden büyük çıkmıştır. Dolayısıyla, bu serilerin durağan-dışı olduğu sonucuna varılmıştır.

Birinci sıra fark alınarak yapılan ADF birim kök testi sonuçlarına göre ise; tüm değişkenler %5 ve %10 anlamlılık düzeylerinde birinci sıra fark durağandır. Dolayısıyla; reel GSYH, reel eğitim harcamaları, ilköğretim ve ortaöğretim (genel lise, meslek lisesi) kademelerine ilişkin öğrenci sayısı değişkenleri arasında eşbütünlüşme ilişkisi olup olmadığını araştırmak için gerekli koşul sağlanmış olmaktadır.

Tablo 6. Değişkenlere Ait Phillips-Perron (PP) Birim Kök Testi Sonuçları

Değişkenler	Düzeyde yapılan PP birim kök testi sonuçları	Birinci dereceden fark alınarak yapılan PP birim kök testi sonuçları	Sonuç
	- Kesmeli ve Trendli Model -		
ln(reel_gsyh)	-2,520463	-9,272120	I(1)
ln(reel_eh)	-3,113351	-8,100799	I(1)
ln(ilkogretim)	-2,192441	-3,922745	I(1)
ln(g_lise)	-2,134279	-6,257629	I(1)
ln(m_lise)	-1,827539	-5,594082	I(1)
$_{0,01} = -4,14$; $_{0,05} = -3,50$; $_{0,10} = -3,18$			

Tablo 6’da yer alan sonuçlar incelendiğinde; düzeyde yapılan PP birim kök testi sonuçlarına göre, reel GSYH, reel eğitim harcamaları, ilköğretim ve ortaöğretim (genel lise, meslek lisesi) kademelerine ilişkin öğrenci sayısı serilerinin kesmeli ve trendli modelleri için elde edilen test istatistik değerleri, α ($_{0,01}$; $_{0,05}$; $_{0,10}$) anlamlılık düzeylerinden büyük çıkmıştır. Dolayısıyla, bu serilerin durağan-dışı olduğu sonucuna varılmıştır.

Birinci sıra fark alınarak yapılan PP birim kök testi sonuçlarına göre ise; tüm değişkenler %5 ve %10 anlamlılık düzeylerinde birinci sıra fark durağandır. Dolayısıyla; reel GSYH, reel eğitim harcamaları, ilköğretim ve ortaöğretim (genel lise, meslek lisesi) kademelerine ilişkin öğrenci sayısı değişkenleri arasında eşbütünlüşme ilişkisi olup olmadığını araştırmak için gerekli koşul, PP birim kök testine göre de sağlanmış olmaktadır. Dolayısıyla, değişkenlerin eşbütünlüşük olup olmadıklarının test edilebilmesi için Engle-Granger yöntemi uygulanmıştır.

3.2.2. Eşbütünleşme analizi

Burada, 1963 – 2016 dönemi için yapılan Engle-Granger eşbütünleşme testi ve hata düzeltme modeli sonuçlarına yer verilmiştir.

3.2.2.1. Engle-Granger eşbütünleşme testi

1963 – 2016 dönemi için yapılan Engle-Granger eşbütünleşme testi analiz sonuçları Tablo 7 ve Tablo 8’de verilmiştir.

1.aşama

Tablo 7. Eşbütünleşme İçin KEKK Tahmin Sonuçları

Değişkenler	Katsayılar
ln(reel_eh)	0,1150** (0,0584)
ln(ilkogretim)	0,9065* (0,0000)
ln(g_lise)	0,3026* (0,0011)
ln(m_lise)	0,1378* (0,0282)
c	-22,9085* (0,0000)

Not: Parantez içindeki değerler olasılık değerleridir. “*”, “**” sırasıyla %5 ve %10 yanılma düzeyinde istatistiksel olarak anlamlılığı göstermektedir.

Tablo 7’de yer alan sonuçlara göre; 1963 – 2016 dönemi için Engle-Granger yöntemiyle elde edilmiş olan sonuçlar iktisadi beklentileri karşılamaktadır. Burada, eğitime yapılan harcamalar ve eğitim kademelerine göre öğrenci sayısı ile iktisadi büyüme arasında pozitif yönlü bir ilişki olduğu sonucu elde edilmiştir.

2.aşama

İkinci aşamada, modele ilişkin olarak tahmin edilen hata terimlerine ADF testi uygulanmıştır. Analiz sonuçları Tablo 8’de yer almaktadır.

Tablo 8. Hata Terimleri İçin Yapılan ADF Birim Kök Testi Sonuçları

Anlamlılık düzeyi	Kesmesiz ve Trendsiz Model $t_{hesap} = -4,958425$
% 1	-5,41
% 5	-4,76
% 10	-4,42
Karar	$ t_{hesap} > \tau $ H_0 reddedilir.

Not: Engle ve Yoo (1987) kritik değerleri kullanılmaktadır.

Tablo 8’de yer alan sonuçlara göre; hata terimi için hesaplanan test istatistiği değerinin mutlak değeri, %5 ve %10 anlamlılık düzeylerinde elde edilen Engle ve Yoo (1987) tablo kritik değerlerinin mutlak değerlerinden büyük çıkmış olup hata terimleri düzeyde durağan bulunmuştur. Buradan hareketle, 1963 - 2016 dönemine ilişkin Engle-Granger eşbütünleşme test sonuçlarına göre, reel eğitim harcamaları, eğitim kademelerine göre öğrenci sayıları ve iktisadi büyüme arasında eşbütünleşme ilişkisi olduğu söylenebilmektedir.

Seriler arasında eşbütünleşme ilişkisinin varlığı ortaya konulduktan sonra seriler arasındaki uzun dönem denge ilişkisine geçilebilmektedir. Burada, seriler arasında eşbütünleşme ilişkisinin varolmasından dolayı serilerin düzey değerleri ile elde edilen analiz sonuçlarının sahte regresyon içermediği söylenebilmektedir. Buradan hareketle, birinci aşamada değişkenlere ilişkin olarak elde edilmiş olan parametreler uzun dönem denge parametreleridir.

1963 – 2016 dönemi için Eşitlik (1)’de verilen model Engle-Granger eşbütünleşme yöntemi ile tahmin edilmiş ve tahmin sonuçları aşağıda verilmiştir:

$$\ln(\text{reel_gsyh}) = -22,9085 + 0,1150 \ln(\text{reel_eh}) + 0,9065 \ln(\text{ilkogretim})$$

$$(2,005126) \quad (0,059342) \quad (0,174342)$$

$$+ 0,3026 \ln(\text{g_lise}) + 0,1378 \ln(\text{m_lise}) \quad R^2=0,99 \quad (9)$$

$$(0,087275) \quad (0,060920) \quad F=1489,15$$

Elde edilen modelde yer alan katsayılar, uzun dönem katsayıları olup diğer değişkenler sabitken (ceteris paribus), reel eğitim harcamaları %1 arttığında reel GSYH

yaklaşık %0,12 artmaktadır ($\alpha = 0,10$). Diğer değişkenler sabitken, ilköğretim kademesi öğrenci sayısı %1 arttığında, reel GSYH yaklaşık %0,91 artarken; ortaöğretim kademesi genel lise öğrenci sayısı %1 arttığında, reel GSYH %0,30 artmaktadır ($\alpha = 0,05$). Ortaöğretim kademesi meslek lisesi öğrenci sayısı %1 arttığında ise reel GSYH yaklaşık %0,14 artmaktadır ($\alpha = 0,05$).

3.2.2.2. Hata düzeltme modeli

Çalışmada, hata düzeltme modeli mekanizması ile eşbütünleşme ilişkisinin geçerliliği ayrıca araştırılmıştır. 1963 - 2016 dönemi için kullanılan değişkenlerle kurulan hata düzeltme modeli Eşitlik (10)'da, analiz sonuçları ise Tablo 9'da verilmiştir.

$$\Delta \ln(\text{reel_gsyh}_t) = \alpha_0 + \alpha_1 \Delta \ln(\text{reel_eh}_t) + \alpha_2 \Delta \ln(\text{ilkogretim}_t) + \alpha_3 \Delta \ln(\text{g_lise}_t) + \alpha_4 \Delta \ln(\text{m_lise}_t) + \alpha_5 \text{HDT}_{t-1} + \varepsilon_t \quad (10)$$

Tablo 9. Hata Düzeltme Modeli Sonuçları

Değişkenler	Katsayılar	Std. Hata	t – istatistik değeri	Olasılık değeri
d(ln_reel_eh)	0,108	0,063908	1,693459	0,0970
d(ln_ilkogretim)	1,068	0,394987	2,703556	0,0095
d(ln_g_lise)	0,210	0,157796	1,330847	0,1897
d(ln_m_lise)	0,092	0,138668	0,663408	0,5103
hdt(-1)	-0,649	0,138105	-4,696724	0,0000
c	0,005	0,015923	0,338308	0,7366
R ² = 0,41; DW = 1,87; F = 6,61				

Tablo 9'da yer alan hata düzeltme modeli sonuçlarına göre; hata düzeltme terimine (hdt) ait katsayının negatif olduğu (-0,649) ve %5 yanılma düzeyinde istatistiki olarak anlamlı bulunduğu görülmektedir. Buradan hareketle, hata düzeltme katsayısının çalıştığı sonucuna ulaşılmaktadır. Bu sonuç, Türkiye'de reel eğitim harcamaları ile reel GSYH arasında uzun dönemli bir ilişkinin olduğunu doğrulamaktadır. Bu durumda, serilerde meydana gelen sapmalar kısa dönemde azalarak dengeye gelecektir. Elde

edilen hata düzeltme katsayısının istatistiksel olarak anlamlı olması, uzun dönem dengeinde oluşabilecek bir sapmanın yaklaşık %65’inin (-0,649) her yılda düzeltildiği anlamına gelmektedir. Sonuçlar, seriler arasında bir sapma meydana geldiğinde yaklaşık iki yıl (1/0,649) sonra dengenin yeniden kurulacağını göstermektedir. Ayrıca, reel eğitim harcamalarındaki kısa dönemli değişimler, reel GSYH üzerinde pozitif yönlü (0,108) bir etkiye sahiptir ($\alpha = 0,10$). Tahmin edilen parametrenin istatistiksel olarak %10 yanılma düzeyinde anlamlı olması kısa dönemde reel eğitim harcamaları ile reel GSYH arasında pozitif yönlü bir ilişkinin varlığını ortaya koymaktadır. Kısa dönemde, diğer değişkenler sabitken (ceteris paribus), eğitim harcamalarındaki büyüme %1 olduğunda, yaklaşık %0,11 ekonomik büyümeye neden olmaktadır. Kısa dönemde, %10 yanılma düzeyinde, reel eğitim harcamaları iktisadi büyümenin granger nedenidir.

4. Tartışma, Sonuç ve Öneriler

Eğitimin ve eğitim harcamalarının ekonomik büyüme üzerindeki etkisini ortaya çıkarabilmek için reel GSYH ile Millî Eğitim Bakanlığı harcamaları ile sınırlandırılmış reel eğitim harcamaları ve eğitim kademelerine göre (ilköğretim; ortaöğretim, genel lise; ortaöğretim, meslek lisesi) toplam öğrenci sayılarının analiz edildiği bu çalışmada; 1924 - 2016 dönemi için seriler arasında uzun dönemli bir denge ilişkisi bulunamamıştır. Ancak, burada, analiz dönemi oldukça uzundur. Yaklaşık bir yüzyıl boyunca değişkenler arasında uzun dönemli bir denge ilişkisi olup olmadığı incelenmiştir ve ilgili dönem boyunca, zaman serilerinin birlikte hareket etmediği ve bir denge noktasına ulaşamadıkları anlaşılmıştır.

Ekonomi literatüründe denge, farklı ekonomik değişkenlerin birbirleriyle ilişki içinde yöneldikleri ve sisteme dışarıdan bir müdahale olmadığında çıkma eğilimi göstermedikleri bir patika veya yol olarak tanımlanmaktadır. Fakat, belli bir anda bu denge noktasından sapmalar olabilmektedir. Bu sapmaların sebebi sistemin maruz kaldığı şoklar olmaktadır. Sisteme dışsal olan ve şok olarak isimlendirilen bazı olaylar, örneğin petrol fiyatlarında tahmin edilemeyen ani bir artış, sistemi kısa dönemde denge noktasından uzaklaştırabilmektedir. Bu durumda, uzun dönemli denge ilişkisinden bahsedilebilmesi için, sapmaların ekonomik değişkenleri aykırı noktalara çekmemesi, belirli bir ilişki etrafında devamlı ona dönme eğilimi taşıyacak şekilde dalgalanma göstermesi gerekmektedir. Değişkenler bazı dönemlerde maruz kalmış oldukları şoklarla ilişkili olmakta ve de bu şokların karakterlerine göre dalgalanma özellikleri göstermektedirler (Yurdakul, 2016, ss.14-15).

Burada, analiz edilmiş olan 1924 - 2016 dönemi boyunca, Türkiye’de ve dünyada, muhtelif zamanlarda, ekonomik krizler, savaşlar, salgın hastalıklar, deprem gibi doğal afetler meydana gelmiştir. Bu olaylar, zaman serileri üzerinde şoklara sebep olabilmektedir ve bu şoklar da seriler arasında uzun dönemli denge ilişkisinin oluşamamasına neden olabilmektedir. Burada, analiz döneminin çok uzun olması nedeniyle ve şokların etkisiyle zaman serilerinin yaklaşık bir yüzyıl boyunca birlikte hareket etmediği ve böylece bir denge noktasına ulaşamadıkları değerlendirilmektedir.

1963 – 2016 dönemi için yapılan analizler sonucunda elde edilen modelde ise değişkenlerin uzun dönem denge katsayıları belirlenmiş olup bu dönem için değişkenler arasında uzun dönem denge ilişkisinin varolduğu tespit edilmiştir. Bu modelde, diğer değişkenler sabitken (ceteris paribus), reel eğitim harcamaları %1 arttığında reel GSYH yaklaşık %0,12 artmaktadır ($\alpha = 0,10$). Diğer değişkenler sabitken, ilköğretim kademesi öğrenci sayısı %1 arttığında, reel GSYH yaklaşık %0,91 artarken; ortaöğretim kademesi genel lise öğrenci sayısı %1 arttığında, reel GSYH %0,30 artmaktadır ($\alpha = 0,05$). Ortaöğretim kademesi meslek lisesi öğrenci sayısı %1 arttığında ise reel GSYH yaklaşık %0,14 artmaktadır ($\alpha = 0,05$). Bu sonuçlar, Türkiye’de eğitim harcamalarının verimli bir şekilde kullanıldığını göstermektedir. Ayrıca, bu sonuçlara göre, Türkiye’nin eğitim ile beşeri sermaye birikimini arttırabildiği ve bu sayede iktisadi büyümesine katkı sağlayabildiği söylenebilmektedir. Analiz sonuçları, ilköğretim kademesi öğrenci sayısı ile ortaöğretim kademesi genel lise öğrenci sayısının iktisadi büyümeye katkılarının, ortaöğretim kademesi meslek lisesi öğrenci sayısının katkısından daha fazla olduğunu ortaya koymaktadır. Buna göre; Türkiye’de mesleki eğitimin ihtiyaçlarına yoğunlaşarak meslek lisesi öğrencilerinin nitelikli işgücüne katılım oranları daha da arttırılmalıdır.

1963 – 2016 dönemi için elde edilen hata düzeltme modeli sonuçlarına göre ise; hata düzeltme terimine (hdt) ait katsayının negatif olduğu (-0,649) ve %5 yanılma düzeyinde istatistiki olarak anlamlı bulunduğu görülmüştür. Buradan hareketle, hata düzeltme katsayısının çalıştığı sonucuna ulaşılmıştır. Bu sonuç, Türkiye’de reel eğitim harcamaları ile reel GSYH arasında uzun dönemli bir ilişkinin olduğunu doğrulamaktadır. Bu durumda, serilerde meydana gelen sapmalar kısa dönemde azalarak dengeye gelecektir. Elde edilen hata düzeltme katsayısının istatistiksel olarak anlamlı olması, uzun dönem dengesinde oluşabilecek bir sapmanın yaklaşık %65’inin (-0,649) her yılda düzeltildiği anlamına gelmektedir. Sonuçlar, seriler arasında bir sapma meydana geldiğinde yaklaşık iki yıl (1/0,649) sonra dengenin yeniden kurulacağını göstermektedir. Ayrıca, reel eğitim harcamalarındaki kısa dönemli değişimler, reel GSYH üzerinde pozitif yönlü (0,108) bir etkiye sahiptir ($\alpha = 0,10$). Tahmin edilen parametrenin istatistiksel olarak %10 yanılma düzeyinde anlamlı olması kısa dönemde reel eğitim harcamaları ile reel GSYH arasında pozitif yönlü bir ilişkinin varlığını ortaya koymaktadır. Kısa dönemde, diğer değişkenler sabitken (ceteris paribus), eğitim harcamalarındaki büyüme %1 olduğunda, yaklaşık %0,11 ekonomik büyümeye neden olmaktadır. Kısa dönemde, %10 yanılma düzeyinde, reel eğitim harcamaları iktisadi büyümenin granger nedenidir. Analiz sonuçlarına göre; Türkiye’de merkezi yönetim bütçesinden Millî Eğitim Bakanlığı’na ayrılan payda gerçekleştirilecek artırımların, yani kamu eğitim harcamalarının arttırılmasının, uzun vadede ve kısa vadede Türkiye’de iktisadi büyümeyi pozitif yönde etkileyeceği söylenebilmektedir.

Analizler neticesinde elde edilen sonuçlar iktisadi beklentileri karşılamaktadır. Eğitimin ve eğitim harcamalarının iktisadi büyüme üzerinde anlamlı ve pozitif yönlü

etkisi olduğu tespit edilmiştir. Bu çalışma, incelenen literatür çalışmalarıyla karşılaştırıldığında, elde edilen analiz sonuçlarının literatür ile örtüştüğü görülmektedir.

Türkiye’de, 1983-2005 dönemine ilişkin verilerle, eğitim ile iktisadi büyüme arasındaki ilişkiyi inceleyen Erdoğan ve Yıldırım (2009), ARDL yöntemi ile elde etmiş olduğu analiz sonuçlarına göre; ilkökulda, ortaokulda, meslek ve genel liselerde öğretmen-öğrenci oranları, ilkökul düzeyinde okullaşma oranı ve eğitim harcamaları ile iktisadi büyüme arasında pozitif yönlü bir ilişki, lise ve yüksekokul düzeyinde okullaşma oranı ve eğitim harcamalarının yatırıma ayrılan kısmı ile iktisadi büyüme arasında negatif bir ilişki tespit etmiştir.

Türkiye’de, 1971-2000 dönemine ilişkin verilerle, sosyal güvenlik, altyapı, sağlık ve eğitim harcamaları ile iktisadi büyüme arasındaki ilişkiyi inceleyen Kar ve Taban (2003), eşbütünleşme yöntemi ile eğitim harcamalarının iktisadi büyüme üzerine pozitif etkisinin olduğunu tespit etmiştir.

Türkiye’de, 1926-1994 dönemine ilişkin verilerle, sağlık ve eğitim ile iktisadi büyüme arasındaki ilişkiyi inceleyen Kar ve Ağır (2006), eşbütünleşme yöntemi ve nedensellik testi ile eğitimin iktisadi büyüme üzerine pozitif etkisinin olduğunu ve eğitim harcamalarından büyümeye doğru bir nedensellik ilişkisinin olduğunu tespit etmiştir.

Türkiye’de, 1990-2001 dönemi il bazlı yıllık verilerle, eğitim harcamaları ve ekonomik büyüme arasındaki ilişkiyi panel veri analizi yöntemiyle analiz eden Doğrul (2008); Türkiye geneli ve kişi başına düşen GSYH ortalaması altındaki ve üstündeki illerden oluşan iki ayrı bölge ile Marmara ile Güneydoğu Anadolu bölgeleri için eğitim harcamalarının ekonomik büyüme üzerinde pozitif bir etkiye sahip olduğunu tespit etmiştir. Türkiye’de, 1970-2006 dönemi yıllık verilerle eğitim harcamaları ve okullaşma oranları ile iktisadi büyüme arasındaki ilişkiyi eşbütünleşme analizi yardımıyla inceleyen Varsak (2008); eğitimin ve eğitime yapılan harcamaların iktisadi büyümeyi önemli ölçüde pozitif yönde etkilediğini tespit etmiştir.

Türkiye’de 1980-2012 dönemi yıllık verilerle, kişi başı eğitim harcamaları ile okullaşma oranlarının iktisadi büyüme üzerinde etkisi olup olmadığını regresyon analiziyle test eden Dal (2014); eğitim göstergelerinin iktisadi büyüme üzerinde olumlu yönde etkisi olduğunu tespit etmiştir. Türkiye’de 1970-2012 dönemi yıllık verilerle, reel GSYH ile eğitim harcamaları arasındaki ilişkiyi eşbütünleşme testi ile analiz eden Mercan ve Sezer (2014); eğitim harcamaları ile iktisadi büyüme arasında pozitif yönlü ilişki olduğunu bulmuşlardır.

Türkiye’de, 1950-2012 dönemi yıllık veriler ile, iktisadi büyüme ile eğitim arasındaki ilişkiyi nedensellik testi ile inceleyen Yurtkuran (2015); meslek liselerinin ve genel liselerin ekonomik büyüme üzerinde, ekonomik büyümenin ise yükseköğretim üzerinde pozitif bir etkiye sahip olduğunu belirlemiştir. Türkiye’de 1923-2011 dönemi yıllık veriler ile, eğitim seviyelerindeki öğrenci sayıları ile ekonomik büyüme (GSYH)

arasındaki ilişkiyi eşbütünleşme analiziyle inceleyen Çalışkan vd. (2013); eğitim göstergeleri ile iktisadi büyüme arasında anlamlı ve pozitif yönde ilişki bulmuşlardır.

Gelişmekte olan 188 ülkenin 1971-2002 dönemi yıllık verileri ile, kişi başına düşen reel GSYH büyüme oranı, GSYH'nin yüzdesi olarak eğitim harcamaları, GSYH'nin yüzdesi olarak sağlık harcamaları, ilköğretim ve ortaöğretime brüt katılım oranı arasındaki ilişkiyi araştıran Baldacci vd. (2008); sağlık ve eğitim harcamalarının iktisadi büyüme üzerinde anlamlı ve dolaylı pozitif etkiye sahip olduğunu panel veri analizi ve iki aşamalı en küçük kareler yöntemi ile elde etmişlerdir.

Guatemala'da 1951-2002 dönemi yıllık verileri ile, ilkokula ve ortaokula kayıt oranlarıyla GSYH arasındaki ilişkiyi araştıran Loening (2005); eğitilmiş iş gücünün ekonomik büyüme üzerinde anlamlı ve pozitif bir etkiye sahip olduğunu EKK yöntemi ile elde etmiştir.

Uganda'da 1965-1999 dönemi yıllık veriler ile, hükümet eğitim harcamaları ile ekonomik büyüme (reel GSYH) arasındaki ilişkiyi araştıran Musila ve Belassi (2004); çalışan başına eğitim harcamalarının hem uzun vadede hem de kısa vadede iktisadi büyüme üzerinde olumlu ve anlamlı etkiye sahip olduğunu, hata düzeltme modeli ve eşbütünleşme testi sonuçlarına göre elde etmişlerdir. Pakistan'da 1972-2010 dönemi zaman serisi verileriyle, çalışan başına eğitim harcamaları ile iktisadi büyüme (GSYH, dolar cinsinden) arasındaki ilişkiyi araştıran Riasat vd. (2011); çalışan başına eğitim harcamalarının uzun vadede iktisadi büyüme üzerinde pozitif ve anlamlı etkiye sahip olduğunu bulmuşlardır.

14 (ondört) büyük Asya ülkesinin (Bangladeş, Çin, Hindistan, Japonya, Nepal, Pakistan, Malezya, Filipinler, Suudi Arabistan, Singapur, Hong Kong, Sri Lanka, Tayland ve Türkiye) 1973'den 2012'ye kadar dengeli panel verilerini kullanarak eğitim harcamaları ve ekonomik büyüme arasındaki ilişkiyi inceleyen Mallick vd. (2016); eğitim harcamalarının ekonomik gelişme üzerinde olumlu yönde ve istatistiksel olarak anlamlı bir etkiye sahip olduğunu tamamen değiştirilmiş en küçük kareler yöntemiyle (FMOLS) bulmuşlardır.

Literatürde, pek çok çalışmada, eğitimde kamu harcamaları üzerine analizler yapılmıştır. Bu çalışmada da eğitime ayrılan kamu harcamaları üzerine analizler yapılmıştır. Ancak, eğitim yarı kamusal mal ve hizmetlerdendir ve eğitim hizmeti devlet tarafından ve özel kaynaklar tarafından finanse edilmektedir. Burada, özel kaynaklardan yapılan eğitim harcamaları verisinin toplanmasının ve sadece özel harcamaların ya da kamu ve özel harcamaların toplam değerlerinin ekonometrik ve istatistiksel yöntemlerle analiz edildiği çalışmaların yapılmasının literatürü zenginleştireceği değerlendirilmektedir.

Literatür incelemesinde rastlanılan ve bu çalışmada da yer verilen araştırmalarda olduğu gibi, diğer pek çok araştırmada eğitim verisi olarak eğitim kademelerine göre

öğrenci sayıları, okullaşma oranları, eğitim kademelerine göre mezun sayıları, eğitim harcamaları gibi değişkenlerin kullanıldığı görülmüş olup bu araştırmalarda, eğitimin ve eğitim harcamalarının iktisadi büyümeyi pozitif yönde etkilediği sonucunun elde edildiği görülmüştür. Bu çalışmada da, literatür ile benzer sonuçlar elde edilmiş olup eğitimin ve eğitim harcamalarının ekonomik büyümeyi pozitif yönde etkilediği tespit edilmiştir.

Kaynakça

- AKDOĞAN, A. (2014). *Kamu Maliyesi* (16. baskı). Gazi Kitabevi.
- BALDACCI, E., CLEMENTS, B., GUPTA, S. ve CUI, Q. (2008). *Social Spending, Human Capital, and Growth in Developing Countries*. *World Development*, 36(8), 1317 –1341.
- BAYKAL, Ö. (2006). 1980 Sonrası Türkiye’de Kamusal Eğitim Harcamalarının Analizi (1980-2003) [Yayımlanmış Yüksek Lisans Tezi]. T.C. Çukurova Üniversitesi, Sosyal Bilimler Enstitüsü, Adana.
- BAYRAKTAR, K. Y. (2009). İçsel Büyüme Teorisi Açısından İnsan Sermayesinin Büyüme Üzerine Etkisinin Analizi: Türkiye Örneği [Yayımlanmış Yüksek Lisans Tezi]. T.C. Dokuz Eylül Üniversitesi, Sosyal Bilimler Enstitüsü, İzmir.
- BERGHEIM, S. (2005, 1 Ağustos). *Human Capital is The Key to Growth*. Erişim adresi (19 Eylül 2018): https://www.dbresearch.com/PROD/RPS_ENPROD/PROD000000000470120/Human_capital_is_the_key_to_growth__Success_stori.pdf?undefined&reaload=V/AIZn9bGFT/OjNKwHIGQcFs0eb6hmXVAtXJ1cqP/Hu5JuhFY7~x6fmXw8/i7Q7x
- BÜMKO. (2018). *Bütçe Gider-Gelir Gerçekleşmeleri (1924-2016)*. Erişim adresi (12 Temmuz 2018): <http://www.bumko.gov.tr/TR,4461/butce-gider-gelir-gerceklesmeleri-1924-2016.html>
- COŞKUN, K. (2008). Türkiye’de Eğitime Ayrılan Kaynaklar ve Eğitimin İktisadi Büyüme ve Türk Ekonomisindeki Etkileri [Yayımlanmış Yüksek Lisans Tezi]. T.C. Marmara Üniversitesi, Sosyal Bilimler Enstitüsü, İstanbul.
- ÇALIŞKAN, Ş., KARABACAK, M. ve MEÇİK, O. (2013). *Türkiye’de Eğitim-Ekonomik Büyüme İlişkisi: 1923-2011 (Kantitatif Bir Yaklaşım)*. *Yönetim Bilimleri Dergisi*, 11(21), 29-48.
- DAL, E. (2014). Ekonomik Büyüme ile Eğitim Harcamaları İlişkisi: Türkiye Üzerine Bir Uygulama [Yayımlanmış Yüksek Lisans Tezi]. T.C. Eskişehir Osmangazi Üniversitesi, Sosyal Bilimler Enstitüsü, Eskişehir.
- DEVİRİM, F. ve TOSUNER, M. (1987, 23-26 Nisan). *Türkiye’de eğitim hizmetlerinin finansmanında son gelişmeler*. III. Türkiye Maliye Eğitimi Sempozyumu, İstanbul Üniversitesi, İktisat Fakültesi, Maliye Araştırma Merkezi, Gebze.
- DİKMEN, N. (2012). *Ekonometri Temel Kavramlar ve Uygulamalar* (2. baskı). Dora Yayıncılık.

- DOĞRUL, N. A. (2008). Türkiye’de Eğitim Harcamalarının Ekonomik Büyüme Üzerine Etkileri [Yayımlanmış Doktora Tezi]. T.C. Dumlupınar Üniversitesi, Sosyal Bilimler Enstitüsü, Kütahya.
- ERDOĞAN, S. ve YILDIRIM, D., Ç. (2009). *Türkiye’de Eğitim – İktisadi Büyüme İlişkisi Üzerine Ekonometrik Bir İnceleme*. Bilgi Ekonomisi ve Yönetimi Dergisi, 4(2), 11-22.
- ERTEK, T. (2007). *Temel Ekonomi* (2. baskı). Beta Yayıncılık.
- GÖVDELİ, T. (2016). *Türkiye’de Eğitim-Ekonomik Büyüme İlişkisi: Yapısal Kırılmalı Birim Kök ve Eşbütünlük Analizi*. Niğde Üniversitesi, İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi, 9(3), 223-238.
- GUJARATI, D., N. ve PORTER, D., C. (2012). *Temel Ekonometri*. (Ü. Şenesen, G., G., Şenesen, Çev.) Literatür Yayınları. (Orijinal yayın tarihi, 2009).
- HANUSHEK, E. A. ve WÖRMANN, L. (2010). Education and Economic Growth. In P. Peterson, E. Baker, B. McGaw, (Ed.), *International Encyclopedia of Education* (245-252). Elsevier.
- KAR, M. ve TABAN, S. (2003). *Kamu Harcama Çeşitlerinin Ekonomik Büyüme Üzerine Etkileri*. Ankara Üniversitesi, Sosyal Bilimler Fakültesi Dergisi, 58(3), 145-169.
- KAR, M. ve AĞIR, H. (2006). *Türkiye’de Beşeri Sermaye ve Ekonomik Büyüme İlişkisi: Eşbütünlük Yaklaşımı ile Nedensellik Testi, 1926-1994*. Selçuk Üniversitesi, İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Sosyal ve Ekonomik Araştırmalar Dergisi, 6(11), 50-68.
- KARATAŞ, M., ve ÇANKAYA, E. (2010). İktisadi Kalkınma Sürecinde Beşeri Sermayeye İlişkin Bir İnceleme. Mehmet Akif Ersoy Üniversitesi, Sosyal Bilimler Enstitüsü Dergisi, 2(3), 29-55.
- LOENING, J. L. (2005). *Effects of Primary, Secondary and Tertiary Education on Economic Growth Evidence from Guatemala*. World Bank Policy Research Working Paper, 3610.
- MALLICK, L., DAS, P., K. ve PRADHAN, K., C. (2016). *Impact of educational expenditure on economic growth in major Asian countries: Evidence from econometric analysis*. Theoretical and Applied Economics, XXIII, 173-186.
- MEB. (2015). *Millî Eğitim İstatistikleri, Örgün Eğitim 2014/15*. Milli Eğitim Bakanlığı.
- MEB. (2016). *Millî Eğitim İstatistikleri, Örgün Eğitim 2015/16*. Milli Eğitim Bakanlığı.
- MEB. (2017). *Millî Eğitim İstatistikleri, Örgün Eğitim 2016/17*. Milli Eğitim Bakanlığı.
- MEB. (2019, 15 Aralık). 2020 Yılı Bütçe Sunuşu. Erişim adresi (19 Ekim 2020): http://sgb.meb.gov.tr/meb_iys_dosyalar/2019_12/18094404_2020_BUTCE_SUNUYU_17.12.2019.pdf
- MERCAN, M. ve SEZER, S. (2014). *The effect of education expenditure on economic growth: The case of Turkey*. Procedia - Social and Behavioral Sciences, 109, 925 – 930.
- MUSILA, J. ve BELASSI, W. (2004). *The Impact of Education Expenditures on Economic Growth in Uganda: Evidence From Time Series Data*. The Journal of Developing Areas, 38, 123-133.

Türkiye’de Eğitim ile İktisadi Büyüme İlişkisinin Ekonometrik Analizi

- Resmî Gazete, (1997, 18 Ağustos). İlköğretim ve Eğitim Kanunu, Millî Eğitim Temel Kanunu, Çıraklık ve Meslek Eğitimi Kanunu, Millî Eğitim Bakanlığının Teşkilat ve Görevleri Hakkında Kanun ile 24.03.1988 tarihli ve 3418 sayılı Kanunda Değişiklik Yapılması ve Bazı Kağıt ve İşlemlerden Eğitime Katkı Payı Alınması Hakkında Kanun. Erişim adresi: <https://www.mevzuat.gov.tr/MevzuatMetin/1.5.4306.pdf>
- Resmî Gazete, (2012, 11 Nisan). İlköğretim ve Eğitim Kanunu İle Bazı Kanunlarda Değişiklik Yapılmasına Dair Kanun. Erişim adresi: <https://www.resmigazete.gov.tr/eskiler/2012/04/20120411-8.htm>
- RİASAT, S., ATİF, R., M. ve ZAMAN K. (2011). *Measuring the impact of educational expenditures on economic growth: evidence from Pakistan*. Educational Research, 2(13), 1839-1846.
- SEVÜKTEKİN, M. ve ÇINAR, M. (2014). *Ekonometrik Zaman Serileri Analizi Evviews Uygulamalı* (4. baskı). Dora Yayıncılık.
- ŞAŞMAZ, M. Ü., ve YAYLA, Y. E. (2018). *Ekonomik Kalkınmanın Belirleyicilerinin Değerlendirilmesi: Ekonomik Faktörler*. International Journal of Public Finance, 3(2), 249-268.
- TÜİK. (2014). İstatistik Göstergeler, 1923-2013. Türkiye İstatistik Kurumu.
- TÜİK. (2018a). *Gayri Safi Yurtiçi Hâsıla*. Erişim adresi (12 Temmuz 2018): www.tuik.gov.tr/PreIstatistikTablo.do?istab_id=2218.
- TÜİK. (2018b). *Tüketici fiyat endeks rakamları*. Erişim adresi (24 Temmuz 2018): www.tuik.gov.tr/PreIstatistikTablo.do?istab_id=650.
- VARSAK, S. (2008). Beşeri Sermayenin Ekonomik Büyüme Üzerindeki Etkisi: 1970-2006 Türkiye Örneği [Yayımlanmış Yüksek Lisans Tezi]. T.C. Dumlupınar Üniversitesi, Sosyal Bilimler Enstitüsü, Kütahya.
- YILDIZ, A. ve AKSOY, E., E. (2014). *Morgan Stanley Gelişmekte Olan Borsa Endeksi ile BIST Endeksi Arasındaki Eşbütünleşme İlişkisinin Analiz Edilmesi*. Atatürk Üniversitesi, İktisadi ve İdari Bilimler Dergisi, 28(1), 1-19.
- YURDAKUL, F. (2016). *Döviz Kuru Modellemesi Ve Türkiye Üzerine Bir Uygulama*. YURDAKUL, F.(Edt.) Döviz Kurunun Belirleyicileri Kısmi ve Koşullu Granger Nedensellik, SETAR, LSTAR, TVAR Modelleri (14-15). Gazi Kitabevi.
- YURTKURAN, S. (2015). Türkiye’de Eğitim-Ekonomik Büyüme İlişkisi (1950-2012) [Yayımlanmış Yüksek Lisans Tezi]. T.C. Karadeniz Teknik Üniversitesi, Sosyal Bilimler Enstitüsü, Trabzon.
- YURTSEVEN, T. (1974). *Ekonomik Bir Yatırım Olarak Eğitim*. T.C. Başbakanlık Devlet Planlama Teşkilatı.