



## TÜRKİYE VE BRICS ÜLKELERİNDE BEŞERİ SERMAYE VE EKONOMİK BÜYÜME İLİŞKİSİ

### RELATIONSHIP BETWEEN HUMAN CAPITAL AND ECONOMIC GROWTH IN TURKEY AND BRICS COUNTRIES

**Dr. Öğr. Üyesi Dilek ŞAHİN**

Sivas Cumhuriyet Üniversitesi Turizm Fakültesi, Turizm İşletmeciliği Bölümü, Sivas / TÜRKİYE, ORCID: 0000-0002-4830-8106

**Dr. Öğr. Üyesi Savaş DURMUŞ**

Kafkas Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi, Uluslararası Ticaret ve Lojistik Bölümü, Kars / TÜRKİYE, ORCID:0000-0003-4156-4526

#### ÖZET

Beşeri sermayenin önemi her geçen gün hızla artmaktadır. Beşeri sermaye, bireylerin yaşam boyu kazandıkları, resmi ve gayri resmi eğitim ve öğretim biçimlerine katılım yoluyla geliştirdikleri bireylerin, kurumların ve toplumun yararına üretken faaliyetlerde kullanılan bilgi, beceri, yetenek ve yeterliliklerin toplamıdır. Beşeri sermaye yatırımları beraberinde taşıma-yayılma etkisi oluşturarak hem beşeri hem de fiziki sermaye yatırımlarını artırmakta böylelikle ekonomik büyümeyi olumlu etkilemektedir. Ayrıca beşeri sermaye teknolojik ve bilimsel bilginin üretilmesini sağlayarak teknolojik süreçte yeni ürünlerin ve yeni fikirlerin ortaya çıkmasına yardımcı olmaktadır. Eğitim, beşeri sermayenin oluşumunda birinci derecede rol oynayan önemli bir faktördür. Ekonomik kalkınmanın devamlılığı için bireyin bilgi ile donatılması yani eğitilmesi gerekir. Beşeri sermayenin diğer bir önemli unsuru da sağlıktır. Bu çalışmanın amacı, Türkiye ve BRICS ülkelerinde beşeri sermaye ve ekonomik büyüme arasındaki ilişkiyi 1995-2014 dönemleri arası analiz etmektir. Analiz kapsamında, paneli oluşturan değişkenler arasında ve modelde yatay kesit bağımlılığının olup olmadığı test edilmiştir. Daha sonra yatay kesit bağımlılığını dikkate alan ikinci nesil Hadri-Kurozumi birim kök testi uygulanmıştır. Değişkenler arasındaki nedensellik ilişkisi Konya (2006) nedensellik testi kullanılarak analiz edilmiştir. Analiz sonuçları, değişkenlerde ve modelde yatay kesit bağımlılığının olduğunu göstermiştir. Konya (2006) nedensellik testinde, Çin ve Rusya'da eğitim harcamalarından ekonomik büyümeye doğru nedensellik ilişkisi olduğu görülmüştür. Rusya'da kişi başına sabit sermaye yatırımlardan ekonomik büyümeye doğru nedensellik ilişkisi bulunmaktadır.

**Anahtar Kelimeler:** Beşeri Sermaye, Ekonomik Büyüme, Türkiye, BRICS Ülkeleri, Panel Veri Analizi

#### ABSTRACT

The importance of human capital increases day by day. Human capital is the sum of knowledge, skills, capabilities and competences used in productive activities for the benefit of individuals, institutions and society that individuals acquire throughout their lives and participate in formal and informal education and training. Human capital investments, together with the overflow-spill effect, increase both human and physical capital investments, thus positively impacting economic growth. In addition, human capital provides the production of technological and scientific knowledge, and helps the emergence of new products and new ideas in the technological process. Education is an important factor that plays a primary role in the formation of human capital. The aim of this study is to analyze the relationship human capital and economic growth between in Turkey and BRICS countries for 1995-2014 periods. Within the scope of the analysis, it was tested whether there is horizontal section dependency between the panel forming variables and the model. Then it was applied second generation Hadri-Kurozumi unit root test considering horizontal section dependency. The causality relationship between the variables was analyzed using the Konya (2006) causality test. The results of the analysis show that there is horizontal section dependency in the variables and model. In the causality test of Konya (2006), it is seen that there is a causality relation between education expenditures and economic

growth in China and Russia. There is a causality relationship between per capita fixed capital investment and economic growth in Russia

**Keywords:** Human Capital, Economic Growth, Turkey, BRICS Countries, Panel Data Analysis.

## 1. GİRİŞ

Literatürde beşeri sermaye ve ekonomik büyüme arasındaki ilişki, üzerinde önemle durulan konulardan biridir. Dünya ekonomisinde küresel boyutta yaşanan yoğun rekabetin bilgi teknolojilerinin üretimini ve kullanımını zorunlu kılması, beşeri sermayenin her geçen gün önemini artırmaktadır. Beşeri sermaye kavramı ilk kez 1960'lı yıllarda, tarımsal üretimdeki artışları eğitime yapılan yatırımların katkıları ile açıklayan Schultz tarafından kullanılmıştır. 1980'li yılların ortalarında İçsel büyüme modelleri sermaye faktörünü, beşeri sermaye kavramını da içine alacak şekilde genişletmiştir.

En genel anlamıyla beşeri sermaye, üretim sürecine katılan işgücüne ait olan ve diğer üretim faktörlerinin daha verimli ve etkin kullanılmasına imkân sağlayan bilgi, beceri, tecrübe ve dinamizm gibi pozitif değerler bütünüdür (Bal vd., 2014, 1). Başka bir ifadeyle beşeri sermaye, bireylerin yaşam boyu kazandıkları, resmi ve gayri resmi eğitim ve öğretim biçimlerine katılım yoluyla geliştirdikleri bireylerin, kurumların ve toplumun yararına üretken faaliyetlerde kullanılan bilgi, beceri, yetenek ve yeterliliklerin toplamıdır (Ardichvili, 2012, 213). Beşeri sermaye yatırımları beraberinde taşma-yayıma etkisi oluşturarak hem beşeri hem de fiziki sermaye yatırımlarını artırmakta böylelikle ekonomik büyümeyi olumlu etkilemektedir (Barro, 1991, 409). Ayrıca beşeri sermaye teknolojik ve bilimsel bilginin üretilmesini sağlayarak teknolojik süreçte yeni ürünlerin ve yeni fikirlerin ortaya çıkmasına yardımcı olmaktadır. Beşeri sermayenin geliştirilerek etkin kullanılması, özellikle az gelişmiş ve gelişmekte olan ülkeler açısından son derecede önemlidir. Beşeri sermayenin geliştirilmesi için, eğitilmiş ve sağlıklı bir topluma ihtiyaç vardır. Esasında beşeri sermayeye yatırım yapmak, bireyin sağlığını iyileştirme, gelirini artırarak bireyin hem eğitimine hem de yeteneklerine katkıda bulunmaktadır. Böylelikle bireylerin artan yetenekleri üretimde kalite ve verimlilik artışını da beraberinde getirmektedir.

Beşeri sermaye stokunun artması ve oluşmasında rol oynayan faktörler, beşeri sermayenin unsurları olarak kabul edilmektedir. Bu unsurlar beş kategoride toplamaktadır. Bunlar: (1) bireylerin yaşam beklentisini, yaşama gücünü, enerjisini etkileyen sağlık hizmetleri; (2) firmalar tarafından organize edilen eğitimler; (3) ilk, orta ve yükseköğretim düzeyinde formal eğitim; (4) özellikle tarımsal ilerleme programlarını içeren yetişkinler için firmalar tarafından organize edilmeyen çalışma programları, (5) değişken iş fırsatlarına uyum sağlamak için yapılan bireysel veya ailece yapılan göçlerdir. Esasında eğitim ve sağlık, kategorize edilen bu unsurlardan en önemlileridir. Çünkü sağlıklı, eğitilmiş ve yetenekli işgücü kapsamlı ve verimli sermayeyi oluşturmaktadır (Schult, 1961,9). Eğitim, beşeri sermayenin oluşumunda birinci derecede rol oynayan önemli bir faktördür. Ekonomik kalkınmanın devamlılığı için bireyin bilgi ile donatılması yani eğitilmesi gerekir. Bir ülkede eğitim düzeyini belirleyen temel faktörler arasında; eğitim kayıtları, eğitim düzeyi, mali ve fiziki göstergeler ile okuryazarlık durumu yer almaktadır. Beşeri sermayenin diğer bir önemli unsuru da sağlıktır. Bireylerin hem eğitim alabilmeleri hem de ekonomik faaliyette bulunabilmeleri sağlıklı olmaları durumunda gerçekleşir. Bu nedenle sağlık hizmetleri için yapılan yatırımlar beşeri sermayenin gelişiminde oldukça önemlidir. Ülkeler arası karşılaştırmalarda kullanılan en önemli sağlık göstergeleri arasında; doğum oranı, ölüm oranı, bebek ölüm hızı, toplam doğurganlık oranı, doğumda yaşam beklentisi, sağlık harcamalarının GSYH içindeki payı ve kişi başına sağlık harcamaları gelmektedir.

BRIC terimi ilk olarak kurumsal yatırım şirketi olan Goldman Sachs tarafından 2001 yılında kullanılmıştır. BRIC, ilk olarak dört yükselen ekonomiyi temsil ederken; son yıllarda beşinci ekonomik gücü de yanına alarak BRICS olarak tanımlanmaktadır. BRICS; Brezilya, Rusya, Hindistan, Çin ve Güney Afrika ülke adlarının İngilizce baş harflerinden oluşmaktadır. Bu ülkeler, Dünya ekonomisinde en hızlı gelişen yükselen piyasalar olarak kabul edilmektedir. Bu bağlamda BRICS ülkelerinin, geniş yüzölçümleri, fazla nüfusları, yüksek ekonomik büyümeleri ve pek çok alanda işbirliği yapma olasılığı gibi ortak özellikleri bulunmaktadır (Ağır ve Yıldırım, 2015, 41). BRICS ülkelerinin temel ekonomik yapılarına bakıldığında; Brezilya, Rusya ve Güney Afrika'nın maden ve enerji ihracatçısı olduğu; buna karşılık Çin'in imalat Hindistan'ın ise hizmet sektöründe iyi oldukları görülmektedir. Beşeri sermaye kavramı, emek fazlalığına sahip olan ülkeler için daha fazla önem taşımaktadır. BRICS ülkelerinde, emek, fiziki sermayeye göre daha bol bir üretim faktörüdür. Bu ülkelerde maddi sermayenin kıt olması sorununun çözümü, beşeri sermaye oluşumunun hızlandırılmasıyla mümkün olabilmektedir. Bu

dönüşümün hızlandırılması ise, eğitim ve sağlık hizmetlerine yapılan yatırımlar ile mümkün hale gelmektedir.

Bu çalışmanın esas amacı, Türkiye ve BRICS ülkelerinde 1995-2014 dönemleri arasında beşeri sermaye ve ekonomik büyüme arasındaki ilişkiyi analiz etmektir. Beşeri sermayenin çok sayıda ögesi olmasına rağmen çalışmada beşeri sermayenin unsurlarından sadece eğitim ve sağlık harcamaları analize dâhil edilmiştir. Bu kapsamda; bağımlı değişken olarak kişi başına düşen reel GSYH (2011 sabit fiyatlarıyla); bağımsız değişken olarak kişi başına sabit sermaye stoku (2011 sabit fiyatlarıyla), kişi başına düşen eğitim harcaması (2011 sabit fiyatlarıyla), kişi başına düşen sağlık harcaması (2011 sabit fiyatlarıyla) kullanılmıştır. Panel veri analizinin uygulandığı çalışmada, ilk olarak değişkenlerde ve modelde yatay kesit bağımlılığının olup olmadığı araştırılmıştır. Daha sonra homojenlik testi uygulanmıştır. Serilerin durağanlık koşulu Hadri ve Kurozumi (2012) tarafından geliştirilen panel birim kök testiyle incelenmiştir. Değişkenler arasındaki uzun dönemli ilişki Westerlund ve Edgerton (2007) eşbütünleşme testi yardımıyla araştırılmıştır. Panel AMG ile model tahmin edilmiştir. Son olarak yatay kesit bağımlılığını ve heterojenliği dikkate alan Konya (2006) panel nedensellik testi yapılmıştır. Çalışma dört bölümden oluşmaktadır. Giriş bölümünü takip eden ikinci bölümde beşeri sermaye ve ekonomik büyüme ile ilgili literatür taramasına yer verilmiştir. Veri seti ve metodolojiye yer verilen üçüncü bölümün ardından, dördüncü bölümde ekonometrik analiz bulgularına yer verilmiştir. Çalışma sonuç kısmı ile sonuçlandırılmıştır.

## 2. LİTERATÜR TARAMASI

Literatürde beşeri sermaye ve ekonomik büyüme arasındaki ilişkinin ele alındığı çalışmalardan bazılarını şu şekilde özetlemek mümkündür:

*Çetin ve Ecevit (2010)*, 1990-2006 dönemleri arasında 15 OECD ülkesinde sağlık harcamaları ve ekonomik büyüme arasındaki ilişki analiz edilmiştir. Panel OLS sonuçları, sağlık harcamaları ile ekonomik büyüme arasında istatistiki olarak anlamlı bir ilişki olmadığını göstermiştir.

*Zhang ve Zhuang (2011)*, 1997-2006 dönemi için Çin’de ekonomik büyüme ve beşeri sermaye arasındaki ilişki GMM yöntemi kullanılarak analiz edilmiştir. Çalışmada kişi başına reel GSYH, ilköğretim, ortaöğretim ve yükseköğretim değişkenleri kullanılmıştır. Analiz bulguları, yükseköğretimin ekonomik büyüme üzerinde ilköğretim ve ortaöğretimden daha önemli etkisi olduğu görülmüştür. Ayrıca gelişmiş bölgeler yükseköğretimden daha fazla faydalanırken, daha az gelişmiş bölgelerin ilköğretim ve ortaöğretime daha fazla bağımlılık gösterdiği görülmüştür.

*Mehrara vd. (2012)*, 1995-2005 dönemleri için 13 MENA ülkesinde sağlık harcamaları ve ekonomik büyüme arasındaki ilişki analiz edilmiştir. Panel veri analiz sonuçları sağlık harcamaları ve ekonomik büyümenin eşbütünleşik olduğunu göstermiştir. Ayrıca sağlık harcamalarının ekonomik büyümeyle birlikte arttığı görülmüştür.

*Sghari ve Hammami (2013)*, 1975-2011 dönemleri arasında 30 gelişmekte olan ülkede kişi başına düşen sağlık harcamaları ve kişi başına gelir arasındaki ilişki analiz edilmiştir. Analiz bulguları, iki değişken arasında çift yönlü nedensellik ilişkisi olduğunu göstermiştir.

*Adekola (2014)*, 1961-2012 dönemleri arasında Nijerya’da beşeri sermayeye yapılan kamu yatırımları ve ekonomik büyüme arasındaki ilişkiyi analiz etmiştir. Analiz bulguları beşeri sermayenin ekonomik büyümeyi hızlandırdığını göstermiştir.

*Bal vd., (2014)*, 1995-2011 dönemleri arasında BRICS ülkeleri ile Türkiye’nin beşeri sermaye endeksi ve büyüme arasındaki ilişki analiz edilmiştir. Panel veri yönteminin uygulandığı analiz sonuçları, BRICS ülkeleri ve Türkiye’deki ekonomik büyüme, beşeri ve sabit sermaye arasında pozitif yönlü bir ilişki bulunmuştur. Beşeri sermayedeki %1’lik artış BRICS ülkeleri ve Türkiye’de ekonomik büyümeyi %2.81 oranında artırmaktadır.

*Lacheheb vd., (2014)*, 1995-2010 dönemleri arasında 20 MENA ülkesinde sağlık harcamaları, eğitim ve ekonomik büyüme arasındaki ilişki panel veri yöntemi ile analiz edilmiştir. Analiz sonuçları, sağlık harcamaları ve eğitimin ekonomik büyüme üzerinde pozitif etkisinin olduğunu göstermiştir. Ayrıca brüt sabit sermaye oluşumu ve ekonomik büyüme arasında pozitif ancak istatistiksel olarak anlamsız bir ilişki olduğu görülmüştür.

*Rusli ve Hamid (2014)*, 1970-2008 dönemleri arasında Malezya’da beşeri sermaye ve ekonomik büyüme arasındaki kısa ve uzun dönem ilişki analiz edilmiştir. Analiz sonuçları, eğitim, kamu harcamaları ve ekonomik büyüme arasında uzun dönemli ilişki olduğunu göstermiştir. Ayrıca analiz sonuçları, beşeri sermayeyi geliştirmenin kısa vadeli olmayacağını ancak uzun vadede görüleceğini göstermiştir.

*Kızılkaya ve Koçak (2014)*, 1990-2009 dönemleri arasında 11 OECD ülkesinde kamu eğitim harcamaları ile ekonomik büyüme arasındaki ilişki panel veri yöntemi ile analiz edilmiştir. Kişi başına GSYH bağımlı değişken olarak; kamu eğitim harcamaları ve sabit sermaye yatırımları kontrol değişken olarak kullanılmıştır. Analiz bulguları, eğitim harcamalarının ekonomik büyümeyi pozitif yönde etkilediğini göstermiştir.

*Arun ve Kumar (2015)*, 1995-2013 dönemleri arasında BRICS ülkelerinde kişi başına kamu sağlık harcamaları ile kişi başına GSYH arasındaki nedensellik ilişki araştırılmıştır. Analiz bulguları, kişi başına GSYH’den kişi başına kamu sağlık harcamalarına doğru nedensellik ilişkisinin olduğunu; buna karşılık kişi başına kamu sağlık harcamalarından kişi başına GSYH’ya doğru herhangi bir nedensellik ilişkisinin olmadığını göstermiştir.

*Shahzad (2015)*, 1990-2013 dönemleri arası Pakistan için beşeri sermayenin ekonomik büyüme üzerindeki etkisi analiz edilmiştir. Analiz sonuçları, beşeri sermayenin ekonomik büyüme üzerinde pozitif etkisinin olduğunu göstermiştir.

*Cebeci ve Ay (2016)*, 2000-2014 dönemleri arasında BRICS ülkeleri ve Türkiye’de beşeri sermaye yatırımı olarak sağlık harcamalarının ekonomik büyüme üzerindeki etkisi analiz edilmiştir. Analiz bulguları, sağlık harcamalarının ekonomik büyümeyi önemli ölçüde etkilediğini göstermiştir.

*Demir ve Yılmaz (2016)*, Türkiye ve BRICS ülkelerinde 1995-2012 dönemleri arasında beşeri sermaye ve ekonomik büyüme arasındaki ilişki analiz etmiştir. Konya nedensellik testi sonuçlarına göre, Çin ve Rusya’da eğitim harcamalarından ekonomik büyümeye doğru nedensellik ilişkisi olduğu görülmüştür. Hindistan’da ise sağlık harcamalarından ekonomik büyümeye doğru nedensellik ilişkisi olduğu görülmüştür.

*Jameel ve Naeem (2016)*, 1992-2014 dönemleri arasında beşeri sermaye ve ekonomik büyüme ilişkisi 11 ülke için panel veri yöntemi ile analiz edilmiştir. Analiz bulguları, ekonomik büyüme ve beşeri sermaye arasında uzun dönemli ilişki olduğunu göstermiştir.

*Mallick vd., (2016)*, 1973-2012 dönemleri arasında 14 Asya ülkesinde, beşeri sermayenin önemli bir unsuru olan eğitim harcamaları ile ekonomik büyüme arasındaki ilişkiyi panel veri analizi ile araştırmıştır. Analiz sonuçları eğitim harcamaları ve ekonomik büyüme arasında uzun dönemde ilişki olduğunu göstermiştir. Ayrıca eğitim harcamalarının ekonomik büyümeyi pozitif yönde etkilediği görülmüştür. Granger nedensellik analizi, gerek kısa dönemde gerekse uzun dönemde ekonomik büyümeden eğitim harcamalarına doğru olduğunu göstermiştir.

### 3. VERİ SETİ VE METODOLOJİ

#### 3.1. Veri Seti

Bu çalışmada, beşeri sermayenin ekonomik büyüme üzerindeki etkisini analiz edebilmek için beşeri sermayeyi üretim fonksiyonuna ek bir girdi olarak ele alan Neoklasik büyüme teorilerinin çerçevesi izlenmektedir. Bu bağlamda Cobb-Douglas üretim fonksiyonu kullanılarak, beşeri sermayeyi kapsayan Slow Modelini oluşturabiliriz (Wang ve Liu, 2016, 349):

$$Y = AK^\alpha H^{1-\alpha} \quad (1)$$

Bu eşitlikte Y toplam çıktıyı, A teknoloji stokunu; K fiziksel sermaye stokunu; H beşeri sermaye stokunu göstermekte ve beşeri sermaye stoku eğitim stoku (E) ve sermaye stokundan(M) oluşmaktadır.

$$H = E^\lambda M^{1-\lambda}$$

(1) nolu eşitliği dönüştürdüğümüzde,

$$\ln(Y / L) = \ln A + \alpha \ln(K / L) + (1 - \alpha) \ln(H / L) \quad (2)$$

ya da

$$\ln y = \ln A + \alpha \ln k + (1 - \alpha) \ln h \quad (3)$$

Burada  $y$  işçi başına düşen reel GSYH'yı,  $k$  işçi başına düşen fiziki sermaye,  $h$  beşeri sermayeyi temsil etmektedir.

$$h = (e^{\theta_1 S_1} e^{\theta_2 S_2} e^{\theta_3 S_3}) m^{1-\lambda} \quad (4)$$

Bu eşitlikte,  $m$  kişi başına sağlık harcamasını,  $e^{\theta_1 S_1}$  kişi başına eğitim harcamasını göstermektedir. (4) nolu eşitliği (3) nolu eşitlikte alınırsa;

$$\ln y = \ln A + \alpha \ln k + (1 - \alpha)(1 - \lambda) \ln m + (1 - \alpha)(\lambda \theta_1 S_1 + \lambda \theta_2 S_2 + \lambda \theta_3 S_3) \quad (5)$$

Yukarıdaki eşitliklerden yola çıkılarak oluşturulan ve çalışmada kullanılan model (6) nolu Eşitlikte gösterilmiştir.

$$\ln PGDP_{it} = \alpha_{it} + \beta_1 \ln EE_{it} + \beta_2 \ln HE_{it} + \beta_3 \ln K_{it} + \varepsilon_{it} \quad (6)$$

Çalışmada 1995-2014 dönemi arası ele alınmış olup çalışmada kullanılan değişkenlere Tablo 1'de yer verilmiştir. Ekonomik büyüme göstergesi olarak, ülkelerin 2011 yılı sabit fiyatlarıyla kişi başına reel GSYH değerleri kullanılmıştır. Beşeri sermaye göstergesi olarak kişi başına düşen eğitim harcaması ve kişi başına düşen sağlık harcaması değişkenleri kullanılmıştır. Ekonomik büyüme üzerine, beşeri sermaye ve sabit sermayenin etkisini kıyaslamak amacıyla modelde kişi başına sabit sermaye değişkeni de modele dâhil edilmiştir. Değişkenler analize dâhil edilirken logaritmik forma dönüştürülerek kullanılmıştır.

**Tablo 1.** Çalışmada Kullanılan Değişkenler

Değişken	Açıklama	Kaynak
<b>RGDP</b>	Kişi başına düşen Reel GSYH (2011 sabit fiyatlarıyla)	Penny World Table 9.0
<b>K</b>	Kişi başına sabit sermaye stoku (2011 sabit fiyatlarıyla)	
<b>EE</b>	Kişi başına düşen eğitim harcaması (2011 sabit fiyatlarıyla)	World Bank
<b>HE</b>	Kişi başına düşen sağlık harcaması (2011 sabit fiyatlarıyla)	

## 3.2. Metodoloji

### 3.2.1. Yatay Kesit Bağımlılığın Test Edilmesi

Yatay kesit bağımlılığının test edilmesinde çeşitli testler kullanılmaktadır (Breusch ve Pagan, 1980; Pesaran, 2004; Pesaran vd., 2008). Yatay kesit bağımlılığının test edildiği Breusch ve Pagan (1980) çalışmasında test istatistiği aşağıdaki şekilde ifade edilmektedir (Pesaran vd., 2008):

$$LM = T \sum_{i=1}^{N-1} \sum_{j=i+1}^N \bar{\rho}_{ij}^2, \chi^2 N(N-1) / 2 \quad (7)$$

Sıfır hipotezi altında LM testi,  $N(N-1) / 2$  serbestlik derecesinde asimtotik kare dağılımına sahiptir. LM testi  $N$  küçük ve  $T$  yeterince büyük olduğunda geçerlidir. Pesaran (2004) tarafından geliştirilen test istatistiği aşağıdaki şekilde ifade edilmektedir (Pesaran vd. 2008):

$$CD = \sqrt{\frac{2T}{N(N-1)}} \left( \sum_{i=1}^{N-1} \sum_{j=i+1}^N \bar{\rho}_{ij} \right) \quad (8)$$

Boş  $H_0$  hipotezi altında,  $T$  yeterli büyüklükte iken;  $N(0, 1)$  fonksiyonun limiti,  $N \rightarrow \infty$  'dur. Ayrıca LM testinden farklı olarak sabit  $T$  ve  $N$  değerlerinde ortalaması sıfırdır. Breusch ve Pagan(1980) testi faktörler sıfır ortalamaya sahip olduğunda boş hipotezi red etmekte başarısız olmaktadır. Bu sorunu çözmek amacıyla Pesaran vd. (2008) tarafından  $CDLM_{adj}$  testleri geliştirilmiştir. Bu testte LM istatistiğinin varyans ve ortalaması kullanılarak LM testi geliştirilmiştir.

$$LM(\rho)_{adj} = \sqrt{\frac{2}{\rho(2N - \rho - 1)}} \sum_{s=1}^p \sum_{j=1}^{N-s} \frac{(T-k)\bar{\rho}_{i,i+s}^2 - \mu_{Ti,i+s}}{\sigma_{Ti,i+s}} N(0,1) \quad (9)$$

$M_{Tij}$  ve  $V_{Tij}$  sırasıyla ortalamayı ve varyansı göstermektedir. Sıfır hipotezi altında ilk olarak  $T \rightarrow \infty$  ve daha sonra  $N \rightarrow \infty$  yakınsadığında  $LM_{adj}$  asimptotik olarak normal dağılıma sahiptir.

Testin hipotezleri:

$H_0$ : Yatay kesit bağımlılığı yoktur.

$H_1$ : Yatay kesit bağımlılığı vardır.

### 3.2.2. Hadri-Kuruzomi Birim Kök Testi

Hadri-Kuruzomi birim kök testi; KPSS testinin panel veri setleri için uyarlanmış halidir ve Pesaran (2007)'den yola çıkılarak geliştirilmiştir. KPSS testinin boş hipotez ve alternatifi yer değiştirmektedir. Bu test için iki tür test istatistiği hesaplanmaktadır. Bunlar;  $Z_A^{SPC}$  ve  $Z_A^{LA}$  'dır. Her ikisinin de sonsuza yakınsarken normal dağılıma sahip oldukları varsayılmaktadır. Böylece  $CADF$ 'nin güçsüz kaldığı durumlarda dahi sahte birim köke sebebiyet verilmemesi için uygulanmakta olan bir sağlama testi niteliğindedir. Elde edilen bulgular aşağıdaki tabloda verilmiştir. Testin tahminlediği model aşağıdaki gibidir (Hadri ve Kurozumi, 2012, 31):

$$y_{it} = z_i' \delta_i + f_i \gamma_i + \varepsilon_{it} \quad (10)$$

$$\varepsilon_{it} = \phi_p \varepsilon_{it-1} + \dots + \phi_{it} \varepsilon_{it-p} + v_{it}$$

$i = 1, \dots, N$ ,  $t = 1, \dots, T$  iken  $z_i$  deterministiktir, hesaplanabilir ve bağımlı değişkendeki değişimi açıklayabilmektedir. Testin iddia ettiği boş hipotez, birinci nesil birim kök testlerinin tersine serinin durağan olmadığını iddia etmektedir. O halde boş ve alternatif hipotez şu şekilde ifade edilmektedir (Hadri ve Kurozumi, 2012, 32).

### 3.2.3. Değişkenlerin Homojenliğinin Test Edilmesi

Pesaran ve Yamagata (2008) tarafından eğim katsayılarının homojen olup olmadığının test edilmesi amacıyla delta testi geliştirilmiştir:

$$\tilde{\Delta} = \sqrt{N} \frac{(N^{-1} \tilde{S} - k)}{\sqrt{2k}} \quad (11)$$

$(N, T) \rightarrow \infty$  giderken sıfır hipotezi altında hata terimi normal dağılım göstermektedir. Delta testi asimptotik normal dağılıma sahiptir.

Delta test istatistiği ise aşağıdaki şekilde hesaplanmaktadır:

$$\tilde{\Delta}_{adj} = \sqrt{N} \left( \frac{N^{-1} \tilde{S} - E(\tilde{z}_{iT})}{\sqrt{Var(\tilde{z}_{iT})}} \right) \quad (12)$$

Yukarıdaki eşitlikte, ortalama  $E(\tilde{z}_{iT}) = k$  ve varyansı  $Var(\tilde{z}_{iT}) = \left( \frac{2k(T-k-1)}{T+1} \right)$  eşittir.

### 3.2.4. Westerlund ve Edgerton (2007) Panel Bootstrap Eşbütünleşme Testi

Westerlund-Edgerton (2007), eşbütünleşme testi, yatay kesit bağımlılığını dikkate alması, eşbütünleşme denkleminde otokorelasyon ve değişen varyansa izin vermesi ve aynı zamanda küçük örneklem açısından sonuç vermesi nedeniyle önemli bir testir. LM bootstrap testi, McCoskey ve Kao'nun geliştirmiş olduğu Lagrange Multiplier testine dayanmakta olup, yatay kesit bağımlılığının olması, durumunda LM testi bootstrap kritik değerler ile ekonometrik modellerde panelin geneli için eşbütünleşmenin olup olmadığını test etmektedir (Westerlund-Edgerton, 2007, 186-188). Panel eşbütünleşme testi aşağıdaki denklemden türetilmektedir:

$$y_{it} = \alpha_i + x_{it}' \beta_{it} + z_{it} \quad (13)$$

$t = 1, \dots, T$  ve  $i = 1, \dots, N$  endeksleri sırasıyla zaman serisi ve yatay kesit birimlerini ifade etmektedir.  $z_{it}$  hata terimini göstermektedir.

$$z_{it} = \mu_{it} + v_{it} \quad v_{it} = \sum_{j=1}^t \eta_{ij} \quad (14)$$

$\eta_{ij}$ , ortalaması sıfır olan ve varyansı  $\sigma_i^2$  olan bir hata terimidir.

Testin hipotezi şu şekildedir:  $H_{oi} = \sigma_i^2 = 0$  tüm  $i$ 'ler için seriler arasında eşbütünleşme ilişkisi vardır.  $H_{ii} = \sigma_i^2 > 0$  tüm  $i$ 'ler için seriler arasında eşbütünleşme ilişkisi yoktur.

Westerlund'un bu istatistikleri test etmek için oluşturduğu LM istatistiği aşağıdaki gibidir:

$$LM_N^+ = \frac{1}{NT^2} \sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T \hat{\omega}_i^{-2} s_{it}^2 \quad (15)$$

$s_{it}^2$  terimi,  $z_{it}$  hata teriminin kısmı toplamını  $\hat{\omega}_i^{-2}$ ,  $\mu_{it}$ 'nin uzun dönem varyansı göstermektedir.

### 3.2.5. Uzun Dönem Eş Bütünleşme Katsayılarının Tahmin Edilmesi

Yatay kesit bağımlılığı varsayımı altında uzun dönem eşbütünleşme katsayılarının tahmininde serilerin I(1) olması durumunda kullanılabilen ve panelin geneline ve paneli oluşturan ülkelere ait katsayıları hesaplayabilen Eberhart-Bond (2009) tarafından geliştirilen AMG yöntemi kullanılmaktadır. AMG tahmincisi serilerdeki ortak faktörleri ve ortak dinamik etkileri dikkate alan, dengesiz panellerde de etkin sonuçlar verebilmektedir. AMG tahmincisi aşağıdaki gibi modellenmektedir.

$i = 1, \dots, N$  ve  $t = 1, \dots, T$

$$y_{it} = \beta_i' x_{it} + \mu_{it} \quad \mu_{it} = \alpha_i + \lambda_i' f_t + \varepsilon_{it} \quad (16)$$

$$x_{mit} = \pi_{mi} + \delta_{mi}' g_{mt} + p_1 m_i f_{1mt} + \dots + p_{nmi} f_{nmt} + v_{mit} \quad (17)$$

$$f_t = \varphi' f_{t-1} + \epsilon_{it} \quad \text{ve} \quad g_t = \xi' g_{t-1} + \epsilon_{it} \quad (18)$$

### 3.2.6. Konya (2006) Nedensellik Testi

Granger'e (1969) göre; Granger nedensellik, bir değişkenin (X) geçmiş değerleri bilgisinin diğer bir değişkenin (Y) gelecek değerlerinin şekillenmesini etkilemesi olarak ifade edilmektedir. Ülkeler arasında yatay kesit bağımlılığının olması ve eğitim katsayılarının heterojen olması, bu özelliklerle uygulanması mümkün olan bir nedensellik metodunun kullanımı zorunlu hale getirir. Konya (2006) nedensellik testi, denklem kümesinin görünürde ilişkisiz regresyon tahminine ve ülkelere özgü bootstrap kritik değerlerle sınanan Wald testine dayalı bir yaklaşımdır. Bu nedenle değişkenlerin durağan olmaları gerekmez, değişkenler düzey değerleri ile de analize katılabilir. Bu testin çok sayıda avantajı bulunmaktadır. Bunlar; test panelin homojen olduğunu varsaymaz ve her bir panel üyesine ayrı ayrı Granger nedensellik testi yapmak mümkün hale gelir. İkincisi bu yaklaşım kointegrasyon veya birim kök testi gibi bir ön test gerektirmez çünkü her bir ülke için ayrı bootstrap kritik değeri elde edilir. Ayrıca bu metod, hangi panel üyelerinde tek taraflı Granger nedensellik hangi panel üyelerinde çift yönlü Granger nedensellik olduğunu ve hangi üyelerde nedensellik ilişkisi olmadığını belirleme imkânı sağlar.

Bootstrap panel nedensellik yaklaşımındaki ilk aşama, aşağıdaki denklemler yoluyla verilen denklem sisteminin tahmin edilmesidir (Konya, 2006, 981).

$$y_{2,t} = \alpha_{1,2} + \sum_{l=1}^{mly_1} \beta_{1,2l} y_{2,t-l} + \sum_{l=1}^{mbx_1} \gamma_{1,2l} x_{2,t-l} + \varepsilon_{1,2,t}$$

$$y_{2,t} = \alpha_{1,2} + \sum_{l=1}^{mly_1} \beta_{1,2l} y_{2,t-l} + \sum_{l=1}^{mbx_1} \gamma_{1,2l} x_{2,t-l} + \varepsilon_{1,2,t} \quad (19)$$

$$y_{Nt} = \alpha_{1,N} + \sum_{I=1}^{mly_1} \beta_{1,N,I} y_{N,t-1} + \sum_{I=1}^{mlx_1} \gamma_{1,N,I} x_{N,t-1} + \varepsilon_{1,N,t}$$

ve

$$x_{1,t} = \alpha_{2,1} + \sum_{I=1}^{mly_2} \beta_{2,1,I} y_{1,t-1} + \sum_{I=1}^{mlx_2} \gamma_{2,1,I} x_{1,t-1} + \varepsilon_{2,1,t} \quad (20)$$

$$x_{2,t} = \alpha_{2,2} + \sum_{I=1}^{mly_2} \beta_{2,2,I} y_{2,t-1} + \sum_{I=1}^{mlx_2} \gamma_{2,2,I} x_{2,t-1} + \varepsilon_{2,2,t}$$

$$x_{N,t} = \alpha_{2,N} + \sum_{I=1}^{mly_2} \beta_{2,N,I} y_{N,t-1} + \sum_{I=1}^{mlx_2} \gamma_{2,N,I} x_{N,t-1} + \varepsilon_{2,N,t} \quad (21)$$

Burada y ve x değişkenleri, N paneldeki yatay kesit birimi sayısını ( $i = 1, 2, \dots, N$ ), t zaman periyodunu ( $t = 1, 2, \dots, T$ ) l gecikme uzunluğunu, mly ve mlx sırasıyla y ve x için gecikme uzunluklarını ifade etmektedir. Buna göre, eğer 1 numaralı eşitlikteki tüm  $\gamma_{1i}$ 'ler anlamsız değilken 2 numaralı eşitlikteki tüm  $\beta_{2i}$ 'ler anlamsızsa x'ten y'ye doğru tek yönlü nedensellik vardır. Buna karşın, 10 numaralı eşitlikteki tüm  $\gamma_{1i}$ 'ler anlamsızken 11 numaralı eşitlikteki tüm  $\beta_{2i}$ 'ler anlamsız değilse y'den x'e doğru tek yönlü nedensellik vardır. Eğer tüm  $\beta_{2i}$ 'ler ve  $\gamma_{1i}$ 'ler anlamsız değilse değişkenler arasında çift yönlü nedensellik ilişkisi vardır. Son olarak, tüm  $\beta_{2i}$ 'ler ve  $\gamma_{1i}$ 'ler anlamsızsa y ve x değişkenleri arasında Granger nedensellik ilişkisi yoktur. Nedensellik ilişkilerinin olup olmadığını ve eğer varsa bu ilişkilerin yönünü tespit etmek için Wald istatistikleri bootstrap yöntemiyle elde edilen yatay kesit birimine özgü kritik değerlerle karşılaştırılmaktadır. Wald istatistiği bootstrap kritik değerlerinden yüksek olduğunda, değişkenler arasında nedensellik ilişkisi olmadığını ifade eden sıfır hipotezi reddedilmektedir.

#### 4. EKONOMETRİK ANALİZ SONUÇLARI

Çalışmada ilk olarak ilgili değişkenlerde ve modelde yatay kesit bağımlılığı test edilmiştir. Tablo 2 ve Tablo 3'de yatay kesit sonuçlarına yer verilmiştir. Elde edilen sonuçlar doğrultusunda, değişkenlerde ve modelde yatay kesit bağımlılığı yoktur hipotezi reddedilmiştir. Yani, seriler arasındaki yatay kesit bağımlılığı bulunmaktadır.

**Tablo 2.** Değişkenlerde Yatay Kesit Bağımlılığı Sonuçları

Değişkenlerde Yatay Kesit Bağımlılığı	PGDP		EE		HE		K	
	İstatistik	Olasılık Değeri	İstatistik	Olasılık Değeri	İstatistik	Olasılık Değeri	İstatistik	Olasılık Değeri
CD <sub>Lm1</sub> (BP, 1980)	32.494*	0.006	43.687*	0.000	38.250*	0.001	30.277**	0.011
CD <sub>Lm2</sub> (Pesaran 2004)	3.194*	0.001	5.238*	0.000	4.245*	0.000	2.789*	0.003
CD (Pesaran 2004)	-2.095**	0.018	-2.796*	0.003	-2.501*	0.006	-2.389*	0.008
LM <sub>adj</sub>	32.929*	0.000	24.137*	0.000	27.959*	0.000	31.977*	0.000

**Not:** \*\*\*, \*\*, \* sırasıyla %10, %5 ve %1 anlamlılık düzeylerini göstermektedir. Testlerin farklı sonuçlar vermesi durumunda, LM<sub>adj</sub> testine bakılmakta ve bu teste göre karar verilmektedir.

**Tablo 3.** Modelde Yatay Kesit Bağımlılığı Sonuçları

Modelde Yatay Kesit Bağımlılığı	İstatistik	Olasılık Değeri
CD <sub>Lm1</sub> (BP, 1980)	43.493*	0.000
CD <sub>Lm2</sub> (Pesaran 2004)	5.202*	0.000
CD (Pesaran 2004)	4.745*	0.000
LM <sub>adj</sub>	2.470*	0.007

**Not:** \*\*\*, \*\*, \* sırasıyla %10, %5 ve %1 anlamlılık düzeylerini göstermektedir.

Çalışmada serilerin durağanlık koşulu Hadri ve Kurozumi (2012) tarafından geliştirilen panel birim kök testiyle incelenmiştir. Hadri- Kurozumi (2012) Panel Birim Kök Testinde, paneldeki yatay kesitler arasındaki bağımlılık ve heterojen yapı dikkate alınmakta ve seriyi oluşturan ortak faktörlerden kaynaklanan birim kökün varlığı da göz önünde bulundurmaktadır. Hadri-Kurozumi (2012) Panel Birim Kök Testinde, panel genelinde birim kökün varlığı ile şeklindeki normal dağılıma sahip oldukları



varsayılan test istatistikleriyle ve “seride birim kök bulunmamaktadır” temel hipotezine karşılık “seride birim kök bulunmaktadır” şeklindeki alternatif hipotezle araştırılmaktadır (Hadri ve Kurozumi, 2012). Hadri-Kurozumi (2012) Panel Birim Kök test sonuçları ise Tablo 4’de raporlanmaktadır. Tablo 4’deki Hadri-Kurozumi Panel Birim Kök Testi sonuçları incelendiğinde  $Z_A^{SPC}$  ve  $Z_A^{LA}$  test istatistiklerine göre tüm değişkenlerin %5 anlamlılık düzeyinde birinci farkta durağan oldukları görülmektedir.

**Tablo 4.** Hadri-Kurozumi Panel Birim Kök Testi

Değişkenler	1.Fark	
	$Z_A^{SPC}$	$Z_A^{LA}$
PGDP	-0.1861**	0.5458**
EE	-0.2571**	-0.7993**
HE	0.6591**	0.7609**
K	-0.3921**	-0.3536**

**Not:** \*\*\*, \*\*, \* sırasıyla %10, %5 ve %1 anlamlılık düzeylerini göstermektedir.

Tablo 5’de görüldüğü üzere, Delta\_tilde ve Delta\_tilde\_adj test istatistiklerine göre “Eğim parametreleri homojendir” boş hipotezi reddedilmektedir. Diğer bir ifadeyle eğim parametreleri yatay kesitler arasında değişmekte olup heterojendir. Dolayısıyla bu sonuçlara bağlı olarak paneldeki ülkeler için yorum yapılabilmektedir.

**Tablo 5.** Homojenlik Testi Sonucu

Test	Test İstatistiği	Olasılık Değeri
Delta_tilde	6.285*	0.000
Delta_tilde_adj	6.817*	0.000

**Not:** \*\*\*, \*\*, \* sırasıyla %10, %5 ve %1 anlamlılık düzeylerini göstermektedir.

Tablo 6’da Westerlund ve Edgerton (2007) eşbütünleşme testi sonucuna yer verilmiştir. Modelde yatay kesit bağımlılığı olduğu için Bootstrap olasılık değeri dikkate alınmıştır. Westerlund ve Edgerton (2007) Eşbütünleşme testi sonuçlarına göre “eşbütünleşme vardır” boş hipotezi reddedilememektedir. Çalışmada ele alınan değişkenler arasında eş bütünleşme ilişkisi olduğu bulgusu elde edilmiştir.

**Tablo 6.** Westerlund ve Edgerton (2007) Eşbütünleşme Testi

LMN <sup>T</sup>	LM İstatistiği	Asimtotik-p Değeri	Bootstrap-p Değeri
	5.973	0.000	0.268

**Not:** Bootstrap olasılık değerleri 10.000 tekrarlı dağılımdan elde edilmiştir. Asimtotik olasılık değerleri, standart normal dağılımdan elde edilmiştir. Gecikme ve öncül bir olarak alınmıştır. Sabitli-trendli model kullanılmıştır.

Tablo 7’de Panel AMG tahmin sonucunda; kişi başına eğitim harcamaları ve kişi başına sabit sermaye stoku ile ekonomik büyüme arasında pozitif ve istatistiksel olarak anlamlı ilişkinin bulunduğu görülmektedir.

**Tablo 7.** Panel AMG Tahmin Sonuçları

Bağımlı Değişken: PGDP	Katsayı	Standart Hata
Göstergeler		
HE	0.0741	0.0990 (0.454)
EE	0.0511***	0.2765 (0.064)
K	0.2698*	0.0417 (0.000)

**Not:** \*\*\*, \*\*, \* sırasıyla %10, %5 ve %1 anlamlılık düzeylerini göstermektedir. Parantez içindeki değerler katsayılar ait olasılık değerlerini göstermektedir.

Yapılan analizde hem yatay kesit bağımlılığının hem de heterojenliğin söz konusu olması çalışmanın Konya (2006) tarafından geliştirilen Bootstrap Panel Granger nedensellik analizi için uygun olması anlamına gelmektedir. Bootstrap Panel nedensellik sonuçlarına Tablo 8’de yer verilmiştir. Buna göre; Çin ve Rusya için “EE nedeni değildir PGDP” boş hipotezi reddedilmektedir. Başka bir ifadeyle Çin ve Rusya’da kişi başına düşen eğitim harcamalarından ekonomik büyümeye doğru nedensellik ilişkisi olduğu görülmektedir. Benzer şekilde “K nedeni değildir PGDP” boş hipotezi Rusya için reddedilmektedir. Başka bir ifadeyle Rusya’da kişi başına sabit sermaye stokundan ekonomik büyümeye doğru nedensellik ilişkisi vardır.

**Tablo 8.** Bostrap Panel Nedensellik Sonuçları

<b>H<sub>0</sub>: EE Nedeni Değildir PGDP</b>					
Ülkeler	Wald İstatistiği	Bootstrap Olasılık Değeri	Kritik Değerler		
			%1	%5	%10
Çin	26.344*	0.001	12.472	6.342	4.389
Hindistan	1.828	0.790	29.499	18.153	13.910
Brezilya	0.014	1.000	29.235	21.223	17.142
Rusya	16.092**	0.030	26.161	12.998	8.672
Türkiye	0.881	1.000	92.444	61.024	47.357
G.Afrika	0.001	0.997	20.664	11.031	8.899
<b>H<sub>0</sub>: HE Nedeni Değildir PGDP</b>					
Ülkeler	Wald İstatistiği	Bootstrap Olasılık Değeri	Kritik Değerler		
			%1	%5	%10
Çin	0.385	0.831	14.067	9.658	7.376
Hindistan	1.023	0.966	37.078	23.056	17.731
Brezilya	14.392	0.208	28.498	20.994	17.451
Rusya	0.000	1.000	26.901	17.514	14.065
Türkiye	0.781	0.972	24.007	16.048	13.209
G.Afrika	0.081	0.996	41.176	26.954	21.690
<b>H<sub>0</sub>: K Nedeni Değildir PGDP</b>					
Ülkeler	Wald İstatistiği	Bootstrap Olasılık Değeri	Kritik Değerler		
			%1	%5	%10
Çin	0.035	0.998	28.177	17.546	14.258
Hindistan	0.781	0.997	46.403	32.977	26.035
Brezilya	8.916	0.471	33.101	22.652	17.455
Rusya	43.529**	0.013	46.101	30.372	24.979
Türkiye	1.559	0.994	105.819	71.073	52.134
G.Afrika	6.037	0.827	61.753	39.803	31.400

**Not:** \*, \*\*, \*\*\* sıfır hipotezin sırasıyla %1, %5 ve %10 anlamlılık düzeyini göstermektedir. Kritik değerler 1000 bootstrap döngüsü ile elde edilmiştir.

## 5. SONUÇ

Bu çalışmada, 1995-2014 dönemi arasında Türkiye ve BRICS ülkelerinde beşeri sermaye ve ekonomik büyüme arasındaki ilişki analiz edilmiştir. Bağımlı değişken olarak kişi başına düşen reel GSYH, bağımsız değişken olarak da kişi başına eğitim ve sağlık harcamaları ile kişi başına sabit sermaye stoku değişkeni kullanılmıştır. İlk olarak değişkenlerde ve modelde yatay kesit bağımlılığının olup olmadığı araştırılmıştır. Daha sonra homojenlik testi uygulanmıştır. Serilerin durağanlık koşulu Hadri ve Kurozumi (2012) tarafından geliştirilen panel birim kök testiyle incelenmiştir. Değişkenler arasındaki uzun dönemli ilişki Westerlund ve Edgerton (2007) eşbütünleşme testi yardımıyla araştırılmıştır. Panel AMG ile model tahmin edilmiştir. Son olarak yatay kesit bağımlılığını ve heterojenliği dikkate alan Konya (2006) panel nedensellik testi yapılmıştır.

Çalışmada ulaşılan analiz bulgularını şu şekilde özetlemek mümkündür: Değişkenler ve modelde yatay kesit bağımlılığı olduğu görülmüştür. Hadri-Kurozumi (2012) panel birim kök testinde değişkenlerin I(1) düzeyinde durağan oldukları görülmüştür. Ayrıca eğim parametrelerinin heterojen olduğu görülmüştür. Westerlund ve Edgerton (2007) eşbütünleşme testi sonucunda, değişkenler arasında eş

bütünleşme ilişkisi olduğu görülmüştür. Panel AMG sonuçları değişkenler ve ekonomik büyüme arasında pozitif bir ilişkinin bulunduğunu göstermektedir. Ayrıca kişi başına eğitim harcamaları ve kişi başına sabit sermaye stokunun ekonomik büyüme arasında pozitif ve istatistiksel olarak anlamlı ilişkinin bulunduğu görülmektedir. Konya (2006) nedensellik testine göre; Çin ve Rusya'da kişi başına düşen eğitim harcamalarından ekonomik büyümeye doğru nedensellik ilişkisi olduğu görülmüştür. Ayrıca Rusya'da kişi başına sabit sermaye stokundan ekonomik büyümeye doğru nedensellik ilişkisi olduğu görülmüştür.

## KAYNAKÇA

- ADEKOLA, A. (2014). Public Investment in Human Capital and Economic Growth in Nigeria: Analysis on Regime Shifts. *Journal of Economics and Development Studies*, 2(2), 213-231.
- ARDICHVILI, A., ZAVYALOVA, E., MININA, V. (2012). Human Capital Development: Comparative Analysis of BRICS. *European Journal of Training and Development*, 36(2), 213-233.
- ARUN, J.V., KUMAR, D. (2015). Causality Between Public Health Expenditure and Economic Growth In Brics Countries. *International Journal of Scientific Research and Management*. 3(11), 3718-3722.
- AĞIR, H., YILDIRIM, S. (2015). Türkiye İle BRICS Ekonomilerinin Makroekonomik Performans Karşılaştırması: Betimsel Bir Analiz. *KSÜ Sosyal Bilimler Dergisi*, 12(2), 39-66.
- BAL, H., ALGAN, N., MANGA, M., KANDIR, E. (2014). Beşeri Sermaye ve Ekonomik Büyüme İlişkisi: BRICS Ülkeleri ve Türkiye Örneği. *International Conference on Eurasian Economies*, 1-9.
- BARRO, R. (1991). Economic Growth in a Cross Section of Countries. *Quarterly Journal of Economics*, 106(2), 407-43.
- CECEBİ, E., AY, A. (2016). The Effects of Health Expenditures on Economic Growth: A Panel Regression Analysis on BRICS Countries and Turkey. *Dumlupınar Üniversitesi Sosyal Bilimler Dergisi, ICEBSS Özel Sayısı*, 91-102.
- ÇETİN, M., ECEVİT, E. (2010). Sağlık Harcamalarının Ekonomik Büyüme Üzerindeki Etkisi: OECD Ülkeleri Üzerine Bir Panel Regresyon Analizi. *Doğuş Üniversitesi Dergisi*, 11(2), 166-182.
- DEMİR, G., YILMAZ, A. (2016). Türkiye ve BRICS Ülkelerinde Beşeri Sermaye ve Ekonomik Büyüme İlişkisi: Panel Granger Nedensellik Analizi. *Marmara Sosyal Araştırmalar Dergisi*, 9, 1-21.
- EBERHARDT, M., BOND, S. (2009). Cross-Section Dependence in Nonstationary Panel Models: A Novel Estimator. *MPRA*, 1-26.
- HADRI, K., KUROZUMI, E. (2012). A Simple Panel Stationarity Test in The Presence of Serial Correlation And a Common Factor. *Economics Letters*, 115(1), 31-34.
- JAMEEL, S., NAEEM, M. (2016). Impact of Human Capital on Economic Growth: A Panel Study. *Bulletin of Business and Economics*, 5(4), 231-238.
- KIZILKAYA, O., KOÇAK, E. (2014). Kamu Eğitim Harcamaları ve Ekonomik Büyüme İlişkisi: Seçilmiş OECD Ülkeleri Üzerine Bir Panel Veri Analizi. *Ekonomi Bilimleri Dergisi*, 6(1), 17-32.
- KONYA, L. (2006). Exports and Growth: Granger Causality Analysis on OECD Countries with a Panel Data Approach. *Economic Modeling*, 23, 978-992.
- LACHEHEB, M., NOR, N., BALOCH, I. (2014). Health Expenditure, education and Economic Growth in MENA Countries. *MPRA*, 1-17.
- MALLICK, L., DAS, P., PRADHAN, K. (2016). Impact of Educational Expenditure on Economic Growth in Major Asian Countries: Evidence from Econometric Analysis. *Theoretical and Applied Economics*, 23(2), 173-186.

- MEHRARA, M., FAZAELI, A., FAZAELI, A., FAZAELI, A.R. (2012). The Relationship between Health Expenditures and Economic Growth in Middle East & North Africa (MENA) Countries. *Int.J.Buss.Mgt.Eco.Res*, 3(1), 425-428.
- PESARAN, M.H., ULLAH, A., YAMAGATA, T. (2008). A Bias-Adjusted LM Test of Error Cross-Section Independence. *The Econometrics Journal*, 11(1), 105-127.
- PESARAN, M.H., YAMAGATA, T. (2008). Testing Slope Homogeneity in Large Panels. *Journal of Econometrics*, 142, 50-93.
- RUSLI, N., HAMID, Z. (2014). Human capital and economic growth: Empirical evidence from Malaysia. Recent Trends in Social and Behaviour Sciences – *Lumban Gaol et al. (Eds). Taylor & Francis Group, London, ISBN 978-1-138-00121-3*, 135-139.
- SCHULTZ, T. (1961). Investment in Human Capital. *The American Economic Review*, 51(1), 1-17.
- SGHARI, M., HAMMAMI, S. (2013). Relationship between Health Expenditure and GDP in Developed Countries. *IOSR Journal Of Pharmacy*, 3(4), 41-45.
- SHAHZAD, F. (2015). Role of Human Capital on Economic Growth: A Case Study of Pakistan. *International Journal of Accounting and Economics Studies*, 3 (1), 20-24.
- WANG, Y., LIU, S. (2016). Education, Human Capital and Economic Growth: Empirical Research on 55 Countries and Regions (1960-2009). *Theoretical Economics Letters*, 6, 347-355.
- WESTERLUND, J., EDGERTON, D. (2007). A Panel Bootstrap Cointegration Test. *Economic Letters*, 97, 185-190.
- ZHANG, C., ZHUANG, L. (2011). The Composition of Human Capital and Economic Growth: Evidence from China Using Dynamic Panel Data Analysis. *China Economic Review*, 22, 165–171.