

EĞİTİM VE YOKSULLUKLA MÜCADELE: TÜRKİYE'DEN BÖLGESEL BİR KANIT

İrem ÇETİN¹

ÖZ

Çalışmada, Türkiye’de eğitimin yoksullukla mücadeledeki uzun dönemli rolü 2008-2018 yılları arasındaki bölgesel düzeydeki veriler kullanılarak araştırılmıştır. Çalışmada, öncelikle verilerin eş bütünleşme özellikleri incelenmiştir. İkinci olarak, eğitim ile yoksulluk arasındaki uzun dönemli ilişki Tam Değiştirilmiş En Küçük Kareler ve Dinamik En Küçük Kareler Yöntemleri kullanılarak tahmin edilmiştir. Üçüncü olarak nedenselliğin yönü ele alınmıştır. Çalışmada, ortaöğretim ve yükseköğretimin Türkiye’de bölgesel yoksulluğu azaltmaya katkı sağladığı sonucuna ulaşılmıştır. Ayrıca çalışmadan elde edilen sonuçlara göre, yükseköğretimin yoksulluğu azaltma üzerindeki etkisi ortaöğretimden daha fazladır.

Anahtar Kavramlar: Eğitim, Yoksullukla Mücadele, FMOLS, DOLS, Granger Nedensellik.

¹ Dr. Öğr. Üyesi, Hacettepe Üniversitesi, İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi, Maliye Bölümü, iremyendi@hacettepe.edu.tr, <https://orcid.org/0000-0002-3717-7462>

Makalenin gönderilme tarihi: 27 Ağustos 2020

Kabul tarihi: 19 Eylül 2020

EDUCATION AND POVERTY ALLEVIATION: A REGIONAL EVIDENCE FROM TURKEY

ABSTRACT

In this study, we investigated the long-run role of education on poverty alleviation using the sub-national data of Turkey from 2008 to 2018. Firstly, we explore the cointegration properties of the data. Secondly, we estimate the long-run relationship between education and poverty by employing the Fully Modified OLS (FMOLS) and Dynamic OLS (DOLS) estimators. Thirdly, we reveal the direction of causality. We find that secondary and tertiary education help to eliminate sub-national poverty in Turkey. Moreover, the empirical results demonstrate that tertiary education has a higher effect in comparison with secondary education in reducing poverty.

Keywords: Education, Poverty Alleviation, FMOLS, DOLS, Granger Causality

GİRİŞ

Küreselleşme süreci ile birlikte bazı gelişmekte olan ülkelerde gerçekleşen büyüme performansı gelişmiş ve gelişmekte olan ülkeler arasındaki gelir eşitsizliklerinin azaltılmasına katkıda bulunmasına rağmen, ülke içi gelir eşitsizlikleri (Milanovic, 2016) ve yoksulluk sorunu birçok gelişmekte olan ülkede varlığını sürdürmektedir. Türkiye, 1980, 1990 ve 2000'li yıllarda Organisation for Economic Co-operation and Development (OECD) ortalamasının üzerinde bir büyüme performansı sergilemesine rağmen (OECD, 2019), Türkiye'de gelir eşitsizliği ve yoksulluk sorunu varlığını devam ettirmiştir.

Türkiye'de en yoksul bölgeler ülkenin doğu ve güneydoğu kesimlerinde bulunmakla birlikte, yoksulluk göstergeleri bölgelere göre oldukça farklılık göstermektedir. Benzer şekilde, Türkiye'deki eğitim göstergelerinde de bölgelere göre farklılıklar bulunmaktadır. Literatürde eğitimin yoksulluğu azaltıcı etkisi, eğitimin ekonomik büyüme üzerindeki etkisi ile eğitimin bireysel kazançlar üzerindeki etkisi çerçevesinde ele alınmaktadır. Bu çerçevede, beşeri sermayenin gelişmesi bireylerin hem ekonomik büyümeye katkıda bulunmalarını hem de ekonomik büyümeden faydalanmalarını sağlamaktadır (Dünya Bankası, 2019).

Bu çerçevede, çalışmada, uzun dönemde, Türkiye'de, eğitimin bölgesel düzeydeki yoksulluğu azaltmadaki rolünün araştırılması amaçlanmıştır. Bu amaçla, çalışmada, ilk olarak verilerin eşbütünleşme özellikleri dikkate alınmış ve Tam Değiştirilmiş En Küçük Kareler (FMOLS) ve Dinamik En Küçük Kareler (DOLS) tahmin edicileri kullanarak eğitim ve yoksulluk arasındaki uzun

dönemli ilişki tahmin edilmiştir. İki farklı tahmin yönteminin kullanılması sonuçların tahmin yöntemine olan duyarlılığının ortaya konulmasına imkan sağlamıştır. Çalışmada, ayrıca, Panel Vektör Hata Düzeltme Modeli (VECM) kullanarak kısa ve uzun vadede eğitim ve yoksulluk arasındaki nedenselliğin yönü araştırılmıştır.

Bu doğrultuda çalışmanın bir sonraki bölümünde beşeri sermaye teorisi ve eğitim ile yoksulluğun azaltılması arasındaki ilişkiye ilişkin literatürde yer alan çalışmalar yer almaktadır. İkinci bölümde çalışmada kullanılan veriler ve çalışmanın yöntemine yer verilirken, üçüncü bölümde ampirik bulgular yer almaktadır. Çalışma, genel bir değerlendirme ve politika çıkarımları ile son bulmaktadır.

I. LİTERATÜR TARAMASI

Literatürde, beşeri sermaye teorisine ilk katkılar Smith (1776) ve Marshall (1920)'a tarafından gerçekleştirilmiştir. "Ulusların Zenginliği" nde Smith (1776), eğitim yoluyla insan sermayesi oluşturmanın işletmeler için daha fazla kar sağlayacağını savunmuştur. "Ekonominin Prensipleri" nde ise Marshall (1920), tüm sermayenin en değerli olanının insana yatırım yapılması olduğunu belirtmiştir. Ancak, beşeri sermaye teorisine en önemli katkı Shultz (1961) tarafından "Beşeri Sermayeye Yatırım" isimli çalışma ile gerçekleştirilmiştir. Schultz (1961), çalışmasında yurtiçi çıktıdaki artışın yurtiçi kaynaklardaki artıştan (arazi, çalışma saati ve fiziksel sermaye) daha büyük olduğunu ve beşeri sermayeye yapılan yatırımın bu farkı açıklayabileceğini belirtmiştir. Schultz (1961)'e göre, eğitim, sağlık ve iç göç harcamaları daha iyi iş fırsatları elde etmeye yardımcı olmakta ve beşeri sermaye yatırımlarını oluşturmaktadır. Schultz (1962), insanların tüm sermayelerinin doğumda verilmediğini ifade ederek, insanların beşeri sermaye yatırımları ile kapasitelerini geliştirdiklerini savunmaktadır. Schultz (1962), insan sermayesine yatırım yapmak için yaşam boyu öğrenmenin (okulda, işyerinde veya daha sonraki yaşlarda vb.) önemini vurgulamaktadır. Literatürde beşeri sermaye teorisine ilişkin bir diğer önemli katkı ise Becker (1964)'e aittir. Becker (1995), yoksulluğun azaltılması ile beşeri sermaye yatırımları arasında yakın ve açık bir ilişki olduğunu savunmaktadır. Becker (1995)'e göre, beşeri sermayenin ekonomik büyümedeki önemi özellikle Japonya, Güney Kore, Hong Kong, Tayvan ve diğer Asya ülkelerinin ekonomik büyüme performansları ile kendini göstermektedir. Söz konusu ülkeler doğal kaynaklarının az olmasına rağmen, iyi eğitilmiş iş gücüne sahip oldukları hızlı bir ekonomik büyüme performansı sergilemişlerdir.

Beşeri sermaye yaklaşımında, eğitimin yoksulluğu azaltıcı etkisi, eğitimin ekonomik büyüme üzerindeki etkisi ile eğitimin bireysel kazanımlar üzerindeki etkisi çerçevesinde değerlendirilebilir. Literatürde Lucas (1988)'i takiben beşeri sermayenin ekonomik büyümedeki rolü içsel büyüme modelleri çerçevesinde ele alınmış ve beşeri sermaye yatırımlarıyla gerçekleşen ekonomik büyümenin yoksulluğun azaltılmasına katkıda bulunacağı ifade edilmiştir. (bkz.

Dollar ve Kraay, 2002; Ravallion ve Datt, 2002-25; Besley ve Burgess, 2003; Kraay, 2006; López, 2004; Ravallion ve Chen, 2007; Ravallion ve Datt, 2002-25). Diğer taraftan, eğitim yoluyla sağlanan bilgi ve beceriler bireylerin verimliliğini ve kazançlarını arttırmaktadır (Tilak, 2002). Literatürde eğitim ve bireysel kazanç arasındaki ilişki ilk olarak (Psacharopoulos, 1973, 1981, 1985) tarafından ortaya konmuştur. Daha yakın tarihli bir çalışmada ise, Psacharopoulos ve Patrinos (2018)'in 1950'den 2014'e kadar 139 ülkede gerçekleştirdikleri çalışmalarının sonucuna göre, eğitim ve bireysel kazanç arasında güçlü bir korelasyon bulunmaktadır. OECD verilerine (2019) göre, eğitim seviyesi yükseldikçe istihdam olanakları artmakta, OECD ülkelerinde, kısa dönemli yüksek öğretim derecesine (short-cycle tertiary degree)² sahip yetişkinlerin, ortaöğretim eğitimi almış yetişkinlere kıyasla gelirleri %20 oranında daha yüksek olmaktadır. Lisans derecesi olan bireylerin kazançlarında %44, yüksek lisans veya doktora derecesine sahip bireylerin kazançlarında ise %91 oranında artış görülmektedir.

Eğitimin yoksulluğun azaltılması üzerindeki etkisi literatürdeki birçok çalışmada araştırılmıştır. De Silva ve Sumarto (2015), 2002-2014 yılları arasında Endonezya'nın bölgesel verilerini kullanarak, Endonezya'da eğitim ve ulusal düzeyde yoksulluğun azaltılması arasında güçlü bir ilişki olduğu sonucuna ulaşmışlardır. Benzer şekilde, Chikelu (2016) ve Adeyoka (2018) çalışmalarında, Nijerya'da beşeri sermaye ile yoksulluğun azaltılması arasında ilişki olduğunu ortaya koymuşlardır. Başka bir çalışmada, Olopade, Okudua, Oladosun ve Asaleye (2019), 1980 ile 2016 yılları arasında beşeri sermaye ile yoksulluk arasındaki uzun dönemli ilişkiyi araştırmış ve uzun dönemde beşeri sermayenin yoksulluğu azalttığı sonucuna ulaşmışlardır. Santos (2011), yoksulluk tuzağının gelir ve beşeri sermaye dağılımındaki eşitsizlikle açıklandığı bir model geliştirmiştir. Başka bir teorik modelde Bhukuth, Roumane ve Terrany (2018), gelişmekte olan ülkelerde, üyelerinin beşeri sermayesini arttırmaya yardımcı olan kooperatif kuruluşlarının yoksulluğun azaltılmasına yardımcı olabileceğini göstermişlerdir. Ayrıca, Mincer (1991) ile Riddell ve Song (2011) eğitimin işsizlik oranının azaltılmasına yardımcı olduğunu ve eğitimin işsiz bireylerin yeniden istihdam oranlarını artırdığı sonucuna ulaşmışlardır. Literatürde aksi yönde görüş bildiren çalışmalarda ise, Medeios, Barbosa ve Carvalhales (2020) yoksulluğun azaltılmasında eğitimin rolünün iyimser varsayımlar altında ortaya çıkabileceğini savunurken, bir başka çalışmada ise, Brown ve James (2020) beşeri sermaye teorisinin yoksulluğun azaltılması konusundaki kısıtlarını ele almışlardır.

² Kısa dönem yükseköğretim, genellikle katılımcılara mesleki bilgi, beceri ve yetkinlikler sağlamak üzere tasarlanmıştır. Söz konusu programlar pratik temelli, mesleğe özgüdürler ve öğrencileri işgücü piyasasına girmeye hazırlarlar. Ancak, bu programlar diğer yükseköğretim programlarına girişte de bir başlangıç aşaması oluşturabilirler.

II. VERİLER VE YÖNTEM

Çalışmada, eğitimin yoksulluğun azaltılmasındaki rolünü araştırmak amacıyla Türkiye’nin 2008-2018 dönemindeki³ yıllık bazdaki bölgesel Düzey-1 verileri kullanılmıştır. Çalışmada oluşturulan temel model denklem (1) ‘de yer almaktadır:

$$YOK_{it} = \alpha_i + \beta_i EĞİ_{it} + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

Denklem (1)’de YOK_{it} medyan gelirin %60’ına göre, göreceli yoksulluk oranını ifade ederken, eğitim değişkeni olan $EĞİ_{it}$ ise iki farklı veri seti ile temsil edilmektedir. ORT_{it} değişkeni, ortaöğretim seviyesindeki okullaşma oranını temsil ederken, $YÜKSEK_{it}$ değişkeni ise yükseköğretim seviyesindeki okullaşma oranını ifade etmektedir. Çalışmada kullanılan tüm veriler Türkiye İstatistik Kurumu (TÜİK) Bölgesel İstatistikler Veri tabanından elde edilmiştir. Tablo. 1’de değişkenlere ait tanımlayıcı istatistikler yer almaktadır.

Tablo 1: Tanımlayıcı İstatistikler

	YOK	ORT	YÜKSEK
Ortalama	18.81591	74.26273	11.08962
Medyan	18.90000	76.42000	11.01500
Maksimum	26.10000	91.37000	20.25000
Minimum	13.90000	36.56000	3.480000
Standart Sapma	2.131545	13.31740	3.661169
Gözlem Sayısı	132	132	132

Çalışmanın iki temel amacı bulunmaktadır. İlk olarak, FMOLS ve DOLS tahmin edicileri kullanılarak farklı eğitim seviyelerinin yoksulluk üzerindeki uzun dönemli etkisi araştırılacak, daha sonra ise, kısa ve uzun dönemde yoksulluk ve eğitim arasındaki nedensellik ilişkisinin yönü panel VECM kullanılarak tespit edilecektir.

Değişkenlere ait serilerin durağan olmaması durumunda, söz konusu serilerin doğrusal kombinasyonlarının durağan olması ve serilerin uzun dönemde ilişkili olması mümkündür. Kao & Chen (1995), çalışmalarında, panel eşbütünlük modellerde EKK’nin sapmalı olabileceğini göstermişlerdir. Phillips & Moon (1999a) ve Pedroni (1996, 2000,2004) panel eşbütünlük modellerin

³ Söz konusu zaman periyodu veri kısıtı çerçevesinde belirlenmiştir.

tahmininde ortaya çıkan içsellik ve otokorelasyon problemlerin çözümü için FMOLS tahmin edicisinin kullanılmasını önermişlerdir. (Baltagi ve Kao, 2000:29). Kao ve Chiang (2000) ise, Saikkonen (1991) ve Stock & Watson (1993) tarafından gerçekleştirilen çalışmalara dayanan DOLS tahminicisini FMOLS'ye alternatif bir yaklaşım olarak ortaya koymuşlardır (Baltagi ve Kao, 2000: 29).

Genel anlamda eşbütünleşik sistem aşağıdaki gibi ifade edilebilmektedir (Pedroni, 2000):

$$y_{i,t} = \alpha_i + \gamma_t + \beta_{ji}x_{i,t} + e_{i,t} \quad (2)$$

$$x_{i,t} = x_{i,t-1} + \varepsilon_{i,t} \quad (3)$$

Denklem (2) ve (3)'te $i=1, \dots, N$ ve $t=1, \dots, T$ olduğu durumda, N kesit boyutunu, T ise zaman boyutunu ifade etmektedir. α_i ve γ_t sırasıyla panele özgü sabit etkilerle ortak sabit zaman etkilerini göstermektedir. Eğer $y_{i,t}$ ve $x_{i,t}$ 'nin birim kökü varsa ancak eş bütünleşiklerse $e_{i,t}$ tanım gereği durağandır. Bu çerçevede, Pedroni (2000) β_i 'nin ($i=1, \dots, N$ için) kesitler arası tahmin edicisinin ve t istatistiğinin i . panele ilişkin FMOLS tahmin edicisi kullanılarak hesaplanabileceğini göstermiştir. Bu çerçevede; $\hat{\beta}_j = N^{-1} \sum_{i=1}^N \hat{\beta}_{ji}$ ve ilişkili t istatistiği $t_{\hat{\beta}_{ji}} = N^{-1/2} \sum_{i=1}^N t_{\hat{\beta}_{ji}}$ olmaktadır.

Kao ve Chiang (2000) tarafından, β için DOLS tahminicisi aşağıdaki regresyon kullanılarak elde edilmiştir:

$$y_{i,t} = \alpha_i + \beta_i x_{i,t} + \sum_{j=-q}^q c_{ij} \Delta x_{i,t+j} + e_{i,t} \quad (4)$$

Denklem (4)'te q , birinci farkı alınmış değişkenlerin öncül ve gecikmeli değerlerini ifade etmektedir. Denklem (4)'te yer alan regresyonun tahmini ile elde edilen β uzun dönem parametresidir.

Çalışmada, öncelikle, değişkenlerin durağan olup olmadığını araştırmak amacıyla Levin, Lin ve Chu (2002) (LLC), Im, Pesaran ve Shin (2003) (IPS) ve Maddala ve Wu (1999) ADF Fisher χ^2 (ADF) ve PP Fisher χ^2 (PP) birim kök testleri kullanılmıştır. LLC tüm birimler için ortak bir birim kök sürecinin olduğunu varsaymaktadır. LLC testinin sıfır hipotezi, birim kökünün varlığını ifade ederken, alternatif hipotez, birim kökünün olmadığını savunur. Diğer taraftan, IPS, ADF ve PP testleri, tüm birimler boyunca ayrı birim kök süreçlerinin olduğunu varsayar. IPS, ADF ve PP testlerinde de LLC testine benzer şekilde, sıfır hipotezi, birim kökün varlığını ifade ederken, alternatif hipotez ise birim kökün olmadığı şeklinde kurulmaktadır. Çalışmada, değişkenlerin durağan olup olmadığı araştırıldıktan sonra aynı dereceden

durağan olan değişkenler arasında uzun dönemli ilişkinin varlığı eş bütünleşme testleri kullanılarak araştırılmıştır. Bu amaçla, çalışmada Pedroni (2004) tarafından geliştirilen panel eşbütünleşme testleri kullanılmıştır. Bu çerçevede, Pedroni (2004) tarafından, yedi farklı istatistikle heterojen panellerde eş bütünleşmenin olmadığını ifade eden boş hipotezin sınanmasını önerilmiştir. Söz konusu istatistiklerden dördü kesit içi (within) etkileri kapsayan panel istatistikleri iken, üçü kesitler arası (between) etkileri kapsayan grup istatistikleridir. Çalışmada daha sonra, aynı dereceden eşbütünleşik olduğu tespit edilen değişkenler arasındaki uzun dönemli ilişki FMOLS ve DOLS tahmin edicileri kullanılarak hesaplanmıştır.

Çalışmada, son olarak ise, yoksulluk ve eğitim arasındaki kısa ve uzun dönemli nedensellik ilişkisinin yönünü araştırmak amacıyla panel VECM modeli kullanılmıştır. Engle ve Granger (1987), eşbütünleşik durağan olmayan değişkenlerin varlığı durumunda nedensellik analizi için panel hata düzeltme modelinin kullanılmasını önermişlerdir. Çalışmada, oluşturulan modelin hata düzeltme gösterimi aşağıda denklem (5) ve (6)'da yer almaktadır.

$$\Delta YOK_{i,t} = \delta_{1i} + \lambda_{1i} ECT_{i,t-1} + \sum_{p=1}^k \delta_{11ip} \Delta YOK_{it-p} + \sum_{p=1}^k \delta_{12ip} \Delta E\check{G}\check{I}_{it-p} + \varepsilon_{1i,t} \quad (5)$$

$$\Delta E\check{G}\check{I}_{i,t} = \delta_{2i} + \lambda_{2i} ECT_{i,t-1} + \sum_{p=1}^k \delta_{21ip} \Delta E\check{G}\check{I}_{it-p} + \sum_{p=1}^k \delta_{22ip} \Delta YOK_{it-p} + \varepsilon_{2i,t} \quad (6)$$

Yukarıda yer alan denklemlerde Δ birinci fark işlemcisini, p gecikme uzunluğunu ECT ise uzun dönemli eşbütünleşik ilişkiden elde edilen hata düzeltme teriminin gecikmeli değerini ifade etmektedir. Birinci farkı alınmış değişkenlerin katsayılarının anlamlılığı kısa dönemli nedenselliği ifade ederken, Hata düzeltme terimlerinin katsayılarının, diğer bir deyişle, λ_{1i} ve λ_{2i} 'nin anlamlılığı uzun dönemli nedenselliği göstermektedir.

III. AMPİRİK BULGULAR

A. Panel Birim Kök Testi

Birim kök testlerinin bulguları Tablo 2'de yer almaktadır. IPS ve ADF testlerine göre, modelde yer alan değişkenler durağan değildir. Ancak, değişkenlerin birinci farkları alındığında tüm birim kök testlerine göre, değişkenlerin, %1 anlamlılık düzeyinde durağan oldukları görülmektedir.

Tablo 2. Panel Birim Kök Testi

	LLC	IPS	ADF	PP
YOK	-4.08380 (0.0000)***	-0.85318 (0.1968)	32.7336 (0.1098)	44.8598 (0.0061)***
ORT	-2.66675 (0.0038)***	2.40182 (0.9918)	9.02426 (0.9975)	2.66739 (1.0000)
YÜKSEK	-6.87505 (0.0000)***	0.22718 (0.5899)	38.3181 (0.6333)	69.9945 (0.0043)***
Δ YOK	-22.1431 (0.0000)***	-13.5861 (0.0000)***	141.550 (0.0000)***	176.570 (0.0000)***
Δ ORT	-16.8684 (0.0000)***	-7.84546 (0.0000)***	90.0169 (0.0000)***	108.412 (0.0000)***
Δ YÜKSEK	-23.9615 (0.0000)***	-17.7980 (0.0000)***	139.933 (0.0000)***	167.568 (0.0000)***

Not: Tabloda olasılık değerleri parantez içinde gösterilmektedir. *** ifadesi %1 düzeyindeki istatistiki anlamlılığı ifade etmektedir.

B. Panel Eşbütünleşme Testi

Pedroni (2004) eşbütünleşme testi sonuçları Tablo 3'te gösterilmektedir. Test istatistiklerinin büyük çoğunluğuna göre, YOK ve ORT değişkenleri arasında % 1 veya % 5 anlamlılık düzeyinde bir eşbütünleşme olduğu görülmektedir. Sadece grup rho-istatistiği %5 düzeyinde anlamsızdır. Diğer yandan, YOK ve YÜKSEK değişkenleri de eşbütünleşiktir. Tablo 3, panel v ve grup rho istatistikleri hariç olmak üzere test istatistiklerinin çoğunun %1 veya %5 anlamlılık düzeyinde anlamlı olduğunu göstermektedir. Eşbütünleşme testi, yoksulluk ve eğitim arasındaki uzun dönemli eşbütünleşik ilişkiyi doğrulamaktadır.

Tablo 3. Panel Eşbütünleşme Testi

	ORT	YÜKSEK
Panel v-İstatistiği	1.825777**	1.210066
Panel rho- İstatistiği	-1.750659**	-1.968808**
Panel PP- İstatistiği	-10.73252***	-8.391884***
Panel ADF- İstatistiği	-9.177003***	-7.709302***
Grup rho- İstatistiği	1.009921	0.932702
Grup PP- İstatistiği	-14.06365***	-10.45816***
Grup ADF- İstatistiği	-10.18316***	-8.206408***

Not: ** ve *** sırasıyla %5 ve %1 düzeyindeki istatistiki anlamlılığı ifade etmektedir.

C. FMOLS ve DOLS Tahminleri

Değişkenler aynı dereceden eşbütünleşik olduğunda, Pedroni (2000) ile Kao ve Chiang (2000) FMOLS ve DOLS tahmincilerinin değişkenler arasındaki uzun dönemli ilişkiyi tahmin etmede kullanılmalarını önermişlerdir. Tablo 4, ortaöğretim ve yükseköğretimin bölgesel yoksulluk üzerindeki uzun dönemli etkilerini göstermektedir. FMOLS tahminlerine göre hem ortaöğretim hem de yükseköğretim, bölgesel yoksulluğun azaltılmasına katkıda bulunmaktadır. Ayrıca, ampirik bulgular yükseköğretimin ortaöğretimden yoksulluğun azaltılmasında daha etkili olduğunu da göstermektedir. DOLS tahminleri, sağlık kontrolü için Tablo 4'te yer almaktadır. DOLS tahminlerine göre de katsayıların işareti ve anlamlılığı değişmemektedir.

Tablo 4. Panel FMOLS ve DOLS Tahminleri

Bağımlı Değişken	FMOLS	DOLS	
YOK			
Bağımsız Değişkenler			
ORT	-0.085228 (-3.570474)***	-0.079181 (-2.549750)**	
YÜKSEK		-0.340212 (-4.248612)***	-0.486471 (-4.456573)***

Not: *** ve ** ifadeleri sırasıyla %1 ve %5 düzeyindeki istatistiki anlamlılığı göstermektedir.

D. Panel Nedensellik Testi

Panel VECM bulguları Tablo 5'te yer almaktadır. Tablo 5'ten görülebileceği üzere, hata düzeltme terimlerinin katsayıları negatif ve istatistiki olarak anlamlıdır. Söz konusu bulgu, eğitim ve yoksulluk arasında her iki eğitim seviyesinde de iki yönlü nedensellik ilişkisi olduğunu göstermektedir. Elde edilen bir başka sonuca göre ise, yoksulluktan ortaöğretime doğru tek yönlü bir nedensellik ilişkisi bulunmaktadır. Benzer şekilde, çalışmadan elde edilen sonuçlara göre yükseköğretimden yoksulluğa doğru tek yönlü bir nedensellik ilişkisi bulunmaktadır. Panel VECM sonuçları FMOLS ve DOLS tahminleri ile tutarlıdır.

Tablo 5. Kısa ve Uzun Dönemli Nedensellik

	Kısa Dönemli Nedensellik		Uzun Dönemli Nedensellik	Kısa Dönemli Nedensellik		Uzun Dönemli Nedensellik
	ΔPOV	ΔORT	ECT	ΔYOK	$\Delta YÜKSEK$	ECT
ΔYOK		4.265682	-0.247262***		4.749937*	-0.066740**
ΔORT	4.644451*		-0.020678***	1.294181		-0.049245***

Not: ***, ** ve * sırasıyla %1, %5 ve %10 düzeyindeki istatistiki anlamlılığı ifade etmektedir.

SONUÇ

Yoksulluğun nedenleri çok boyutlu olmasına rağmen, eğitimin yoksulluğu azaltmadaki rolü, özellikle beşeri sermaye teorisi ile birlikte literatürde sıkça tartışılmıştır. Nüfusun artan eğitim seviyesiyle, bireylerin bilgi ve becerilerindeki artış ücretlerin yükselmesini sağlayacak bu durum da yoksul bireylerin sayısının azalması ile sonuçlanacaktır.

Çalışmada, Türkiye'nin bölgesel verileri kullanılarak eğitim ve yoksulluk arasındaki uzun vadeli ilişkinin araştırılması amaçlanmıştır. Çalışmanın bulguları, beşeri sermaye teorisi ile uyumlu olarak eğitim ve yoksulluk arasında ters yönlü bir ilişkinin olduğu göstermektedir. Eğitim seviyesi yükseldikçe yoksulluk azalmaktadır. Hem ortaöğretimin hem de yükseköğretimin Türkiye'deki bölgesel yoksulluğun azaltılması üzerinde önemli bir etkisi vardır. Ayrıca, yükseköğretimin yoksulluğu azaltmadaki etkisi ortaöğretime göre daha fazladır. Diğer taraftan, eğitim ve yoksulluk arasında çift taraflı uzun dönemli bir nedensellik ilişkisi bulunmaktadır.

Çalışmadan elde edilen sonuçlara göre, eğitim uzun vadede Türkiye'de bölgeler arasındaki yoksulluk farklarının açıklanmasında önemli rol

oyunmaktadır. Bu çerçevede, bölgesel yoksulluğun azaltılması, özellikle yoksul bölgelerde olmak üzere eğitime yatırım yapılmasını gerektirmektedir. Eğitim ve yoksulluk arasındaki çift yönlü nedensellik ilişkisi eğitimde fırsat eşitliğinin sağlanmasının önemini ortaya koymaktadır. Diğer bir deyişle, eğitim politikalarının oluşturulması sırasında hükümetler tarafından eğitim ve yoksulluk arasındaki ilişki dikatle göz önünde bulundurulmalıdır.

KAYNAKÇA

- Adekoya, O. (2018). Impact of human capital development on poverty alleviation in Nigeria. *International Journal of Economics & Management Sciences*, 7(4), 1-8. <https://doi.org/10.4172/2162-6359.1000544>
- Baltagi, B. and Kao, C. (2000). Nonstationary Panels, cointegration in panels and dynamic panels: a survey. (Badi Baltagi Eds.). *Advances in econometrics: Nonstationary panels, panel cointegration and dynamic panels* içinde (s.7-51). New York, NY: Elsevier.
- Becker, G. S. (1965). Human capital and poverty alleviation. *Human Resource and Operation Policy Working Paper*, No. 52.
- Besley, T. and Burgess, R. (2003). Having global poverty. *Journal of Economic Perspectives*, 17(3), 3–22. <https://doi.org/10.1257/089533003769204335>
- Bhukuth, A., Roumane, A. and Terrany, B. (2018). Cooperative, human capital and poverty: a theoretical framework. *Economics and Sociology*, 11(2), 11–18. <https://doi.org/10.14254/2071-789X.2018/11-2/1>
- Brown, P. and James, D. (2020). Educational expansion, poverty reduction and social mobility: Reframing the debate. *International Journal of Educational Research*, 100, 1-9. <https://doi.org/10.1016/j.ijer.2020.101537>
- Chen, B., McCoskey, S. And Kao, C. (1999). Estimation and inference of a cointegrated regression in panel data: a Monte Carlo Study. *American Journal of Mathematical and Management Sciences*, 19, 75–114. <https://doi.org/10.1080/01966324.1999.10737475>
- Chikelu, J. C. (2016). Impact of human capital development on poverty reduction in Nigeria. *MPRA Paper*, No: 74696.
- De Silva, I. and Sumarto, S. (2015). Dynamics of growth, poverty and human capital: evidence from Indonesian sub-national data. *Journal of Economic Development*, 40(2), 1-33. <https://doi.org/10.35866/caujed.2015.40.2.001>
- Dollar, D. and Kraay, A. (2002). Growth is good for the poor. *Journal of Economic Growth*, 7(3), 195–225. <https://doi.org/10.1023/A:1020139631000>

- Engle, R. and Granger, C. (1987). Co-integration and error correction: Representation, estimation, and testing. *Econometrica*, 55, 251-76. <https://doi.org/10.2307/1913236>
- Im, K.S., Pesaran, M.H. and Shin, Y. (2003). Testing for unit roots in heterogeneous panels. *Journal of Econometrics*, 115(1), 53-74. [https://doi.org/10.1016/S0304-4076\(03\)00092-7](https://doi.org/10.1016/S0304-4076(03)00092-7)
- Kao, C. and Chen, B. (1995). On the estimation and inference for cointegration in panel data when the cross-section and time-series dimensions are comparable. *Manuscript*, Center for Policy Research, Syracuse University. Erişim Adresi: <http://citeseerx.ist.psu.edu/viewdoc/download?doi=10.1.1.196.1714&rep=rep1&type=pdf>
- Kao, C. (1999). Spurious regression and residual-based tests for cointegration in panel data. *Journal of Econometrics*, 90(1), 1-44. [https://doi.org/10.1016/S0304-4076\(98\)00023-2](https://doi.org/10.1016/S0304-4076(98)00023-2)
- Kao, C. and Chiang, M. H. (2000). On the estimation and inference of a cointegrated regression in panel data. (Badi Baltagi Eds.). *Advances in econometrics: Nonstationary panels, panel cointegration and dynamic panels* içinde (s.179-222). New York, NY: Elsevier.
- Kraay, A. (2006). When is growth pro-poor? Evidence from a panel of countries. *Journal of Development Economics*, 80(1), 198-227. <https://doi.org/10.1016/j.jdeveco.2005.02.004>
- Levin, A., Lin, C.F. and Chu, C.S.J. (2002). Unit root tests in panel data: Asymptotic and finite-sample properties. *Journal of Econometrics*, 108(1), 1-24. [https://doi.org/10.1016/S0304-4076\(01\)00098-7](https://doi.org/10.1016/S0304-4076(01)00098-7)
- Lopez, J. H. (2004). Pro-growth, pro-poor: is there a tradeoff? *World Bank Policy Research Working Paper*, No: 3378.
- Lucas, R. E. (1988). On the mechanics of economic development. *Journal of Monetary Economics*, 22(1), 3-42. [https://doi.org/10.1016/0304-3932\(88\)90168-7](https://doi.org/10.1016/0304-3932(88)90168-7)
- Maddala, G.S. and Wu, S. (1999). A comparative study of unit root tests with panel data and a new simple test. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 61(S1), 631-652. <https://doi.org/10.1111/1468-0084.0610s1631>
- Marshall, A. (1920). *Principles of economics*. London: Macmillan.
- Medeiros, M., Barbosa R. J. and Carvalhales, F. (2020). Educational expansion, inequality and poverty reduction in Brazil: A simulation study. *Research in Social Stratification and Mobility*, 66, 1-13. <https://doi.org/10.1016/j.rssm.2019.100458>
- Mincer, J. (1991). Education and Unemployment. *NBER Working Paper*, No. 3838.

- Milanovic, B. (2016). *Global inequality: a new approach for the age of globalization*. Cambridge, Massachusetts: Harvard University Press.
- Organisation for Economic Co-operation and Development. (2019). *Education at a glance 2019: OECD indicators*. Paris: OECD Publishing.
- Olopade, B. C., Okudua, H., Oladosun M. and Asaleyeye A. J. (2018). Human capital and poverty reduction in OPEC member-countries. *Heliyon*, 5(8), 1-7. <https://doi.org/10.1016/j.heliyon.2019.e02279>
- Pedroni, P. (1999). Critical values for cointegration tests in heterogeneous panels with multiple regressors. *Oxford of Economics and Statistics*, 61, 653-670. <https://doi.org/10.1111/1468-0084.0610s1653>
- Pedroni, P. (2000). Fully-modified OLS for heterogeneous cointegrated panels. *Advances in Econometrics*, 15, 93-130. [https://doi.org/10.1016/S0731-9053\(00\)15004-2](https://doi.org/10.1016/S0731-9053(00)15004-2)
- Pedroni, P. (2004). Panel cointegration: asymptotic and finite sample properties of pooled time series tests with an application to the PPP hypothesis. *Econometric Theory*, 3, 579-625. <https://doi.org/10.1017/S0266466604203073>
- Phillips, P. and Hansen. B. (1990). Statistical Inference in Instrumental Variables Regression with I(1) Processes. *Review of Economic Studies*, 57, 99-125. <https://doi.org/10.2307/2297545>
- Phillips, P. C. B. and Moon, H. (1999). Linear regression limit theory for non-stationary panel data. *Econometrica*, 67(5), 1057-1111. <https://doi.org/10.1111/1468-0262.00070>
- Psacharopoulos, G. (1973). *Returns to education: An international comparison*. San Francisco: Elsevier.
- Psacharopoulos, G. (1981). Returns to education: an updated international comparison. *Comparative Education*, 17, 321-41. <https://doi.org/10.1080/0305006810170308>
- Psacharopoulos, G. (1985). Returns to education: a further international update and implication. *The Journal of Human Resources*, 20(4), 583-97. <https://doi.org/10.2307/145686>
- Psacharopoulos, G. and Patrinos H. A. (2018). Returns to investment in education: a decennial review of the global literature. *Education Economics*, 26(5), 445-458. <https://doi.org/10.1080/09645292.2018.1484426>
- Ravallion, M. and Chen, S. (2007). China's (uneven) progress against poverty. *Journal of Development Economics*, 82(1), 1-42. <https://doi.org/10.1016/j.jdeveco.2005.07.003>
- Ravallion, M. and Datt, G. (2002). Why has economic growth been more pro-poor in some states of India than others? *Journal of Development*

- Economics*, 68(2), 381–400. [https://doi.org/10.1016/S0304-3878\(02\)00018-4](https://doi.org/10.1016/S0304-3878(02)00018-4)
- Riddell, W. C. and Song, X. (2011). The impact of education on unemployment incidence and re-employment success: Evidence from the U.S. labour market. *Labour Economics*, 18(4), 453-463. <https://doi.org/10.1016/j.labeco.2011.01.003>
- Saikkonen, P. (1991). Asymptotically efficient estimation of cointegration regressions. *Econometric Theory*, 7, 1-21. <https://doi.org/10.1017/S0266466600004217>
- Santos, M. E. (2011). Human capital and the quality of education in a poverty trap model. *Oxford Development Studies*, 39(1), 25-47. <https://doi.org/10.1080/13600818.2010.551003>
- Schultz, T.W. (1961). Investment in human capital. *American Economic Review*, 51(1), 1–15.
- Schultz, T.W. (1962). Reflections on investment in man. *Journal of Political Economy*, 70(1), 1–18. <http://dx.doi.org/10.1086/258723>
- Smith, A. (1776). *Wealth of nations*. London: Modern Library.
- Stock, J. and Watson M. (1993). A simple estimator of cointegrating vectors in higher order integrated systems. *Econometrica*, 61, 783-820. <https://doi.org/10.2307/2951763>
- Tilak, J. B. G. (2002). Education and poverty. *Journal of Human Development*, 3(2), 191-207. <https://doi.org/10.1080/14649880220147301>
- Türkiye İstatistik Kurumu. (2020). Bölgesel İstatistikler Veri Tabanı. Erişim Adresi: <https://biruni.tuik.gov.tr/bolgeselistatistik/>
- World Bank. (2019). *Ending poverty, investing in opportunity*. Washington, DC: World Bank. <https://doi.org/10.1596/978-1-4648-1470-9>