

Eđitim-İstihdam ve Eđitim-Gelir Etkinliđi: Yükseköđretime Katılımın OECD Ülkeleri Bazında Panel Veri Analizi

Education-Employment and Education-Income Effectiveness: Panel Data Analysis of the Participation in Higher Education Based on OECD Countries

Fatma YEŞİLKAYA

Mersin Üniversitesi, İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi,
Çalışma Ekonomisi Endüstri İlişkileri Bölümü

Türker TOPALHAN

Ankara Hacı Bayram Veli Üniversitesi, İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi,
Çalışma Ekonomisi Endüstri İlişkileri Bölümü

Sezin ÜNAL MIÇOOĞULLARI

Ankara Hacı Bayram Veli Üniversitesi, İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi,
Çalışma Ekonomisi Endüstri İlişkileri Bölümü

Aralık 2020, Cilt 10, Sayı 2, Sayfa 413-430
December 2020, Volume 10, Issue 2, Page
413-430

P-ISSN: 2146-4839

E-ISSN: 2148-483X

2020-2

e-posta: sgd@sgk.gov.tr

Yazılar yayımlanmak üzere kabul edildiđi takdirde, SGD elektronik ortamda tam metin olarak yayımlamak da dahil olmak üzere, tüm yayın haklarına sahip olacaktır. Yayımlanan yazılardaki görüşlerin sorumluluđu yazarlarına aittir. Yazı ve tablolardan kaynak gösterilerek alıntı yapılabilir.

If the manuscripts are accepted to be published, the SGD has the possession of right of publication and the copyright of the manuscripts, included publishing the whole text in the digital area. Articles published in the journal represent solely the views of the authors.

Some parts of the articles and the tables can be cited by showing the source.

SGD

Sosyal Güvenlik Dergisi
Journal of Social Security

Cilt: 10 - Sayı: 2 - Yıl: 2020
Volume: 10 - Issue: 2 - Year: 2020

P-ISSN: 2146-4839
E-ISSN: 2148-483X

Sahibi / Owner of the Journal

Sosyal Güvenlik Kurumu Adına / *On behalf of the Social Security Institution*
İsmail YILMAZ
(Kurum Başkanı / President of the Institution)

Sorumlu Yazı İşleri Müdürü / Responsible Publication Manager
Uğur KORKMAZ

Yayın Kurulu / Editorial Board

Cevdet CEYLAN
Ömer KÜÇÜKEVCİLİOĞLU
Aydın GEDİKLİ
Okan AYDIN
Fetullah EVLİYAOĞLU

Editörler / Editors

Doç. Dr. Erdem CAM
Selda DEMİR

Redaksiyon / Redaction

Nihan ERTÜRK

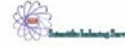
Yayın Türü: Uluslararası Süreli Yayın / **Type of Publication:** *International Periodical*

Yayın Aralığı: 6 aylık / **Frequency of Publication:** *Twice a Year*

Dili: Türkçe ve İngilizce / **Language:** *Turkish and English*

Basım Tarihi / Press Date: 20.12.2020

Sosyal Güvenlik Dergisi (SGD),
TUBİTAK ULAKBİM - TR
EBSCO HOST - US
ECONBİZ - GE
INDEX COPERNICUS INTERNATIONAL - PL
SCIENTIFIC INDEXING SERVICES - US
JOURNAL FACTOR
ASOS INDEX - TR
SOBIAD - TR
tarafından indekslenmektedir.



©Tüm hakları saklıdır. Sosyal Güvenlik Dergisi'nde yer alan bilimsel çalışmaların bir kısmı ya da tamamı telif hakları saklı kalmak üzere eğitim, araştırma ve bilimsel amaçlarla çoğaltılabilir. Dergide yayımlanan makalelerdeki fikir ve görüşler Sosyal Güvenlik Kurumunun kurumsal görüşünü yansıtmaz, tüm görüşler yazarlarına aittir.

Tasarım / Design: PERSPEKTİF Matbaacılık Tasarım Tic.Ltd.Şti. (0 312) 384 20 55 - Ankara

Basım Yeri / Printed in: PERSPEKTİF Matbaacılık Tasarım Tic.Ltd.Şti. (0 312) 384 20 55 - Ankara

İletişim Bilgileri / Contact Information

Sosyal Güvenlik Kurumu Başkanlığı

Ziyabey Caddesi No: 6 Balgat / Ankara / TÜRKİYE

Tel / Phone: +90 312 207 88 91 - 207 87 70 - Faks / Fax: +90 312 207 78 19

Erişim/Webpage: <http://www.sgk.gov.tr/wps/portal/sgk/sgd/tr> - e-posta / e-mail: sgd@sgk.gov.tr

ULUSLARARASI DANIŞMA KURULU / INTERNATIONAL ADVISORY BOARD

Professor Yener ALTUNBAŞ
Bangor University - UK

Professor Özay MEHMET
University of Carleton - CA

Asst. Prof. Sara HSU
State University of New York- USA

Professor Paul Leonard GALLINA
Bishop's University - CA

Professor Allan MOSCOVITCH
University of Carleton - CA

Asst. Prof. C. Rada Von ARNIM
University of Utah - USA

Professor Jacqueline S.ISMAEL
University of Calgary - CA

Professor Mark THOMPSON
University of British Columbia - CA

ULUSAL DANIŞMA KURULU / NATIONAL ADVISORY BOARD

Prof. Dr. Ahmet Cevat ACAR
İstanbul Üniversitesi
İşletme Fakültesi

Prof. Dr. A. Murat DEMİRCİOĞLU
Yıldız Teknik Üniversitesi
Emekli Öğretim Üyesi

Prof. Dr. Müjdat ŞAKAR
Marmara Üniversitesi
İktisat Fakültesi

Prof. Dr. İsmail AĞIRBAŞ
Ankara Üniversitesi
Sağlık Bilimleri Fakültesi

Prof. Dr. Ömer EKMEKÇİ
İstanbul Üniversitesi
Hukuk Fakültesi

Prof. Dr. Savaş TAŞKENT
İstanbul Teknik Üniversitesi
İşletme Fakültesi

Prof. Dr. Levent AKIN
Ankara Üniversitesi
Hukuk Fakültesi

Prof. Dr. E. Murat ENGİN
Galatasaray Üniversitesi
Hukuk Fakültesi

Prof. Dr. Ferda YERDELEN TATOĞLU
İstanbul Üniversitesi
İktisat Fakültesi

Prof. Dr. Yusuf ALPER
Bursa Uludağ Üniversitesi
İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi

Prof. Dr. Hediye ERGİN
Marmara Üniversitesi
İktisat Fakültesi

Prof. Dr. Sabri TEKİR
İzmir Demokrasi Üniversitesi
İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi

Prof. Dr. Faruk ANDAÇ
Çağ Üniversitesi
Hukuk Fakültesi

Prof. Dr. Şükran ERTÜRK
Dokuz Eylül Üniversitesi
Hukuk Fakültesi

Prof. Dr. Mehmet TOP
Hacettepe Üniversitesi
İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi

Prof. Dr. Kadir ARICI
Ankara Hacı Bayram Veli Üniversitesi
Hukuk Fakültesi

Prof. Dr. Afsun Ezel ESATOĞLU
Ankara Üniversitesi
Sağlık Bilimleri Fakültesi

Prof. Dr. Türker TOPALHAN
Ankara Hacı Bayram Veli Üniversitesi
İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi

Prof. Dr. Onur Ender AŞLAN
Ankara Sosyal Bilimler Üniversitesi
Siyasal Bilgiler Fakültesi

Prof. Dr. Ali GÜZEL
Kadir Has Üniversitesi
Hukuk Fakültesi

Prof. Dr. Aziz Can TUNCAY
Bahçeşehir Üniversitesi
Hukuk Fakültesi

Prof. Dr. Zakir AVŞAR
Ankara Hacı Bayram Veli Üniversitesi
İletişim Fakültesi

Prof. Dr. Alpay HEKİMLER
Tekirdağ Namık Kemal Üniversitesi
İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi

Prof. Dr. M. Fatih UŞAN
Ankara Yıldırım Beyazıt Üniversitesi
Hukuk Fakültesi

Prof. Dr. Ufuk AYDIN
İstanbul Aydın Üniversitesi
Hukuk Fakültesi

Prof. Dr. Oğuz KARADENİZ
Pamukkale Üniversitesi
İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi

Prof. Dr. Gülbiye YENİMAHALLELİ
Ankara Üniversitesi
Sağlık Bilimleri Fakültesi

Prof. Dr. Abdurrahman AYHAN
Kıbrıs İlim Üniversitesi
Hukuk Fakültesi

Prof. Dr. Aşkın KESER
Bursa Uludağ Üniversitesi
İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi

Doç. Dr. Gaye BAYCIK
Ankara Üniversitesi
Hukuk Fakültesi

Prof. Dr. Serpil AYTAÇ
Bursa Uludağ Üniversitesi
İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi

Prof. Dr. Cem KILIÇ
TOBB Ekonomi ve Teknoloji Üniversitesi
İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi

Doç. Dr. Emel İSLAMOĞLU
Sakarya Üniversitesi
Siyasal Bilgiler Fakültesi

Prof. Dr. Mehmet BARCA
Ankara Sosyal Bilimler Üniversitesi
Siyasal Bilgiler Fakültesi

Prof. Dr. Ali Rıza OKUR
İstanbul Sabahattin Zaim Üniversitesi
Hukuk Fakültesi

Doç. Dr. Saim OCAK
Marmara Üniversitesi
Hukuk Fakültesi

Prof. Dr. Süleyman BAŞTERZİ
Ankara Üniversitesi
Hukuk Fakültesi

Prof. Dr. Serdar SAYAN
TOBB Ekonomi ve Teknoloji Üniversitesi
İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi

Doç. Dr. Ercüment ÖZKARACA
Marmara Üniversitesi
Hukuk Fakültesi

Prof. Dr. Nurşen CANIKLIOĞLU
Marmara Üniversitesi
Hukuk Fakültesi

Prof. Dr. Ali Nazım SÖZER
Yaşar Üniversitesi
Hukuk Fakültesi

Doç. Dr. Sinem YILDIRIMALP
Sakarya Üniversitesi
Siyasal Bilgiler Fakültesi

Prof. Dr. Fevzi DEMİR
Yaşar Üniversitesi
Hukuk Fakültesi

Prof. Dr. Sarper SÜZEK
Atılım Üniversitesi
Hukuk Fakültesi

19. SAYIDA HAKEMLİK YAPAN AKADEMİSYENLERİN LİSTESİ

REFeree LIST FOR THIS ISSUE

Prof. Dr. Levent AKIN
Ankara Üniversitesi
Hukuk Fakültesi

Prof. Dr. İlknur KILKIŞ
Bursa Uludağ Üniversitesi
İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi

Doç. Dr. Hamdi EMEÇ
Dokuz Eylül Üniversitesi
İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi

Prof. Dr. Yusuf ALPER
Bursa Uludağ Üniversitesi
İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi

Prof. Dr. Handan KUMAŞ
Pamukkale Üniversitesi
İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi

Doç. Dr. Furkan EMİRMAHMUTOĞLU
Ankara Hacı Bayram Veli Üniversitesi
İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi

Prof. Dr. Murat ATAN
Ankara Hacı Bayram Veli Üniversitesi
İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi

Prof. Dr. Umur OMAV
İstanbul Üniversitesi
İktisat Fakültesi

Doç. Dr. Aycan HEPSAĞ
İstanbul Üniversitesi
İktisat Fakültesi

Prof. Dr. Sibel ATAN
Ankara Hacı Bayram Veli Üniversitesi
İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi

Prof. Dr. Kamil ORHAN
Pamukkale Üniversitesi
İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi

Doç. Dr. Recep KAPAR
Muğla Sıtkı Koçman Üniversitesi
İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi

Prof. Dr. Şenay ÜÇDOĞRUK BİRECİKLİ
Dokuz Eylül Üniversitesi
İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi

Prof. Dr. Serap PALAZ
Bandırma Onyediy Eylül Üniversitesi
İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi

Doç. Dr. Serdar KURT
Çanakkale Onsekiz Mart Üniversitesi
Biga İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi

Prof. Dr. Nurşen CANİKLİOĞLU
Marmara Üniversitesi
Hukuk Fakültesi

Prof. Dr. Faruk SAPANCALI
Dokuz Eylül Üniversitesi
İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi

Doç. Dr. Banu METİN
Ankara Hacı Bayram Veli Üniversitesi
İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi

Prof. Dr. Elif GÖKÇEARSAN ÇİFTÇİ
Ankara Üniversitesi
Sağlık Bilimleri Fakültesi

Prof. Dr. Filiz Elmas SARAÇ
Ankara Hacı Bayram Veli Üniversitesi
İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi

Doç. Dr. Nagihan DURUSOY ÖZTEPE
Pamukkale Üniversitesi
İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi

Prof. Dr. Ömer EKMEKÇİ
İstanbul Üniversitesi
Hukuk Fakültesi

Prof. Dr. Ferda YERDELEN TATOĞLU
İstanbul Üniversitesi
İktisat Fakültesi

Doç. Dr. Ramazan ŞAHİN
Gazi Üniversitesi
Mühendislik Fakültesi

Prof. Dr. Zeki ERDUT
Dokuz Eylül Üniversitesi
İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi

Prof. Dr. Aysen TOKOL
Bursa Uludağ Üniversitesi
İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi

Doç. Dr. Özgür TOPKAYA
Çanakkale Onsekiz Mart Üniversitesi
Biga İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi

Prof. Dr. Atilla GÖKÇE
Ankara Hacı Bayram Veli Üniversitesi
İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi

Prof. Dr. Suat UĞUR
Çanakkale Onsekiz Mart Üniversitesi
Biga İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi

Doç. Dr. Özlem YORULMAZ
İstanbul Üniversitesi
İktisat Fakültesi

Prof. Dr. Banu UÇKAN HEKİMLER
Anadolu Üniversitesi
İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi

Prof. Dr. Handan YOLSAL
İstanbul Üniversitesi
İktisat Fakültesi

Dr. Öğr. Üyesi Ömer DORU
Mardin Artuklu Üniversitesi
İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi

Prof. Dr. Cemal İYEM
Aydın Adnan Menderes Üniversitesi
Söke İşletme Fakültesi

Doç. Dr. Erdem CAM
Ankara Üniversitesi
Siyasal Bilgiler Fakültesi

Dr. Öğr. Üyesi Özlem GÖKTAŞ
İstanbul Üniversitesi
İktisat Fakültesi

Dr. Cihan Serhat KART
Ankara Üniversitesi
Ayaş Meslek Yüksekokulu

19. SAYI DEĞERLENDİRME İSTATİSTİKLERİ*EVALUATION STATISTICS FOR THIS ISSUE*

Toplam gelen makale başvurusu	Number of received manuscript	39
Yayına kabul edilen makale sayısı	Number of accepted manuscript	14
Hakem süreci devam eden makale sayısı	Under consideration	9
Red edilen makale sayısı	Rejected after evaluation	14
Ön inceleme aşamasında red edilen makale sayısı	Rejected before evaluation	2
Makale kabul oranı	Accepted manuscript rate	%35

Araştırma Makalesi – Research Article

Eğitim-İstihdam ve Eğitim-Gelir Etkinliği: Yükseköğretime Katılımın OECD Ülkeleri Bazında Panel Veri Analizi

Education-Employment and Education-Income Effectiveness: Panel Data Analysis of the Participation in Higher Education Based on OECD Countries

Fatma YEŞİLKAYA*

id 0000-0002-1766-3535

Türker TOPALHAN**

id 0000-0002-3910-2720

Sezin ÜNAL MIÇOOĞULLARI***

id 0000-0002-9656-4606

Sosyal Güvenlik Dergisi / Journal of Social Security
Cilt: 10 Sayı: 2 Yıl: 2020 / Volume: 10 Issue: 2 Year: 2020
Sayfa Aralığı: 413-430 / Pages: 413-430
DOI: 10.32331/sgd.841019

ÖZ

Çalışmanın temel amacı, yükseköğretime katılımın istihdamda katılım noktasında beklendiği ölçüde artırıcı etkiye sahip olamaması ve çalışanların milli gelirden aldıkları payda yaşanan düşüştür hareketle yükseköğretime katılımın, istihdam üzerindeki ve çalışanların gayrisafi yurtiçi hasıladan aldıkları pay üzerindeki etkisinin panel veri analizi uygulanarak tespit edilmesidir. Bu çalışma kapsamında, yükseköğretime katılımı açıklayıcı değişken, istihdam oranı ve çalışanların gayrisafi yurtiçi hasıladan aldıkları pay ise bağımlı değişken olarak belirlenmiş, 2005-2016 yılları arasında OECD kurucu üyesi olan 20 ülke analiz kapsamında incelenmiştir. Çalışmada iki model kurulmuş, ilk modelde yükseköğretime katılımın istihdam ile ilişkisi ikinci modelde ise çalışanların gayrisafi yurtiçi hasıladan aldıkları pay ile ilişkisi incelenmiştir. Analiz sonucu elde edilen bulgular literatürü destekler nitelikte olup, yükseköğretime katılım ile istihdam arasında pozitif yönlü bir ilişki, yükseköğretime katılım ile çalışanların gayrisafi yurtiçi hasıladan aldıkları pay arasında negatif yönlü bir ilişki tespit edilmiştir.

Anahtar Sözcükler: Beşeri sermaye, panel veri analizi, yükseköğretime katılım

ABSTRACT

The main purpose of the study is that the participation to higher education is not expected to have an increasing effect on the point of participation in employment and moving from decline of the share of the national income, we aim to determine the contribution of the participation in higher education on employment and the share of the employees on gross domestic product by applying panel data analysis. In this study, participation in higher education was defined as an explanatory variable, employment rate and the share of employees from the gross domestic product as dependent variable, Between 2005 and 2016, 20 countries that are the founding members of OECD are examined within the scope of the analysis. In the study, two models were established and in the first model, the relationship between employment and participation in higher education and in the second model, the relationship between the share of employees from the gross domestic product is examined. The findings of the analysis support the literature, a positive relationship has been found between participation in higher education and employment, and a negative relationship between participation in higher education and the share of employees from the gross domestic product.

Keywords: Human capital, panel data analysis, participation in higher education

Önerilen atf şekli: Yeşilkaya, F., Topalhan, T. ve Ünal Miçooğulları, S. (2020). Eğitim-İstihdam ve Eğitim-Gelir Etkinliği: Yükseköğretime Katılımın OECD Ülkeleri Bazında Panel Veri Analizi. *Sosyal Güvenlik Dergisi (Journal of Social Security)*. 10(2). 413-430

Geliş Tarihi/Received: 17/04/2020 • Güncelleme Tarihi/Revised: 17/11/2020 • Kabul Tarihi/Accepted: 16/12/2020

* Arş. Gör., Mersin Üniversitesi, İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi, Çalışma Ekonomisi Endüstri İlişkileri Bölümü, fatmayesilkaya58@gmail.com
** Prof. Dr., Ankara Hacı Bayram Veli Üniversitesi, İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi, Çalışma Ekonomisi Endüstri İlişkileri Bölümü, turker.topalhan@hbv.edu.tr
*** Arş. Gör., Ankara Hacı Bayram Veli Üniversitesi, İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi, Çalışma Ekonomisi Endüstri İlişkileri Bölümü, sezin.micoogullari@hbv.edu.tr

GİRİŞ

Günümüzde eğitimin özellikle yükseköğretimin önemi, kalkınmanın gerçekleşmesi ve nitelikli işgücü yetiştirilmesi konusunda kendini göstermektedir. Nitelikli işgücünün eğitimle gerekli bilgi ve beceriyi kazanması, istihdamın artırılmasını ve iktisadi büyümeyi sağlarken aynı zamanda da küreselleşen dünyada rekabet edebilmenin anahtarı konumundadır. Yükseköğretime katılan kişilerin işgücü piyasasına daha kolay girmesi ve istihdamın artırılması konusunda eğitimin önemi hem iktisadi hem de sosyal bir sorun alanıdır. İktisat politikaları belli bir noktada sorunların üstesinden gelme konusunda yetersiz kalmaya başlayınca, özellikle 20.yy'ın yarısından itibaren ülkelerin kalkınma aşamasında karşılaştıkları problemlerin çözümü olarak beşeri sermaye kuramı dikkate alınmaya başlamıştır. Bu kuram doğrultusunda beşeri sermayede yaşanan birikim aynı zamanda fiziksel sermayede de etkinlik artışına ve teknolojik ilerlemeye de fayda sağlamaktadır. Fiziksel ve beşeri sermayede gerçekleşen birikim sonucunda verimlilik artmakta uzun dönemde ekonomik büyümeye pozitif katkı sağlamaktadır. Eğitim hem bireylere hem de topluma bir maliyet yüklerken, bireylerin ve toplumun ne derece fayda elde ettiğini tespit etmek zor olsa da eğitime yapılan yatırımın bireyin kendisine de toplumun refahına da katkı sağladığı bir gerçektir (Karataş ve Çankaya, 2010; Özyakışır, 2011). Beşeri sermaye kuramıyla da yakından ilgili olan eğitimin önemi, beşeri sermaye birikiminin artırılması bireysel manada olduğu kadar toplumsal refah açısından da önemlidir. Çünkü işi olmayan bireyler ülke için refah kaybı yaratmakta ve tam istihdam sağlanamamaktadır. Eğitim istihdam ilişkisinin doğru kurulması hem istihdamı artıracak hem de ekonomik büyümeyi sağlayacaktır (Gölpek, 2011).

Ancak eğitilmiş bireylerin gayrisafi yurtiçi hasıladan aldığı payın düşmesi bu söylenenlerle pek uyuşmamaktadır. Çalışmanın da konusu olan bu sorun aslında 70'lere dayanmaktadır. Emeğin ulusal gelirden aldığı pay hızla düşmeye başlamış ve 80'lerle beraber bazı işler tamamen ortadan kalkmış bazılarının değeri azalmış ve bilgi teknolojisi geliştikçe emeğin gelirden aldığı pay azalmıştır. 2000'lere gelindiğinde maaşlardaki artışlar üretimdeki artışların yanında çok küçük kalmıştır. Ulusal gelirden emeğe giden pay hızla azalmıştır. 2013 Haziran'ında Chicago Üniversitesi'nde yapılan bir araştırmada, Karabarounis ve Neiman (2013), 56 ülkenin verilerini incelenmiş ve 38 ülkede ulusal gelirden emeğin aldığı payların azaldığı bulgusuna ulaşılmışlardır. Bu durumun nedenini ise sermaye üreten sektörlerdeki, bilgi teknolojisi ve bilgisayar çağına atfedilen verim artışı olarak açıklamışlardır. Günümüzde sadece üniversite mezunu olmanın çok önemli olmadığı yapılan araştırmalarla da desteklenmektedir. Buna göre; 2000-2010 yılları arasında lisans mezunlarının gelirleri %15 azalmıştır. Buna benzer şekilde yeni üniversite mezunları arasında işsizlik oranlarının artmasının yanı sıra birçoğu da eğitimini aldıkları işlerde çalışmamaktadır. Araştırmalar göstermektedir ki, hem finans sektöründeki büyüme ile eşitsizlik arasında hem de ulusal gelirden emeğe düşen payın azalması arasında güçlü bir paralellik bulunmaktadır (Ford, 2018: 60-83).

Bu çalışmada beşeri sermayenin temel belirleyicilerinden olan eğitimin önemli bir unsuru olan yükseköğretimin istihdama ve çalışanların gayrisafi yurtiçi hasıladan aldıkları paya etkisini incelemek üzere 2 model kurulmuş ve panel veri analizi yapılmıştır. İlk modelde yükseköğretime katılımın istihdam üzerindeki etkisi, ikinci modelde ise çalışanların gayrisafi yurtiçi hasıladan aldıkları pay üzerindeki etkisi araştırılmıştır. Analize konu olan ülkeler OECD kurucu üyesi olan 20 ülke olarak belirlenmiş ve zaman aralığı 2005-2016 olarak belirlenmiştir. 12 yıla ait bağımlı değişkenler istihdam ve çalışanların gayrisafi yurtiçi hasıladan aldıkları pay ve açıklayıcı değişken olan yükseköğretime katılım verileri panel veri analizi yapılarak incelenmiştir. Değişkenlerle ilgili verilere OECD ve ILO veri tabanları

üzerinden erişilmiştir. Değişkenlerin belirlenmesinde seçilen ülkelere ait tüm verilerin eksiksiz ve aynı yıla ilişkin veriler olması dikkate alınmıştır. Çalışma kapsamında ilk olarak literatürde beşeri sermaye konusunda yapılan çalışmalar incelenmiş, sonrasında analiz kısmına geçilmiştir.

I- ULUSAL VE ULUSLARARASI LİTERATÜR

Çalışmanın bu bölümünde beşeri sermaye üzerine ulusal ve uluslararası literatürde yapılmış olan çalışmalara kronolojik sıra gözetilerek yer verilmiştir. Eğitimin istihdama, ekonomik büyümeye ve gelire olan etkisine yönelik yapılan çalışmalar ve bu çalışmalar sonucunda ulaşılan bulgular ulusal literatür ve uluslararası literatür olacak şekilde anlatılmıştır.

Karagül (2003), yaptığı çalışmada beşeri sermaye ve ekonomik büyüme arasındaki ilişkiyi incelemişlerdir. Özellikle son yıllarda önemi artan beşeri sermayenin yanı sıra çalışmada iktisadi büyüme ve gelişme politikaları ele alınmıştır. Çalışmada, beşeri sermayede artış yaşanabilmesinin yolunun eğitilmiş ve sağlıklı bir toplumdaki geçtiği vurgulanmakta ve yalnızca beşeri sermayenin etkin kullanılmasının yeterli olmadığı beşeri sermaye ve fiziksel sermayenin birbirlerini tamamlayıcı bir ilişki içerisinde olmaları gerektiği belirtilmiştir.

Çoban (2004), Türkiye’de 1980-1997 yılları arasında eğitimle ilişkili çeşitli değişkenler ile GSMH değişkeni arasındaki ilişkiyi analiz etmiştir. Çalışmada Johansen eş bütünleşme testi kullanılarak GSMH değişkeni ve eğitime ilişkin değişkenler arasındaki uzun dönem ilişki incelenmiştir. Eğitimle ilişkili seçilen değişkenlerle GSMH arasında uzun dönem ilişkisi saptanmış ve sonrasında Granger nedensellik testi uygulanmıştır. Buna göre, ilkökul okullaşma oranının artmasının ekonomik büyümeyi, ekonomik büyümedeki artışın ise lise okullaşmasında artışa neden olduğu sonucuna ulaşılmıştır.

Serel ve Masatçı (2005), 1950-2000 döneminde Türkiye’de beşeri sermaye ve ekonomik büyüme arasındaki ilişkiyi inceledikleri çalışmalarında orta öğretimde kayıtlı olan öğrenci sayısı, toplam işgücü, sabit sermaye yatırımları ve GSMH değişkenleri olarak belirlenmiştir. Çalışmada yapılan analizle beşeri sermayenin ekonomik büyüme üzerindeki pozitif yöndeki etkisi tespit edilmiştir.

Özsoy (2009)’un, 1923-2005 yıllarını esas alarak yaptığı çalışmada Türkiye’de eğitim ile ekonomik büyüme arasındaki ilişki incelenmiştir. VAR modelinin kullanıldığı çalışmada, eğitim göstergesi olarak öğrenci sayısı; ekonomik büyüme göstergesi olarak ise reel GSYİH seçilmiştir. Çalışmada Türkiye’de ekonomik büyüme ile eğitim arasında pozitif yönlü ilişki olduğu tespit edilmiştir.

Karataş ve Çankaya (2011), Türkiye’de 1981-2006 yıllarında beşeri sermaye yatırımlarının ekonomik büyüme üzerindeki etkisinin analiz edildiği çalışmalarında kişi başına reel GSYİH’yi bağımlı değişken olarak belirlemişlerdir. Açıklayıcı değişkenler olarak ise beşeri sermaye göstergesi olarak eğitim harcamalarının GSYİH içindeki payı, yükseköğretim okullaşma oranı, sağlık harcamalarının GSYİH içindeki payı ile son olarak fiziki sermaye göstergesi olarak sabit sermaye yatırımlarının GSYİH içindeki payı olarak belirlenmiştir. Elde edilen bulgulara göre; Türkiye’de ekonomik büyüme aşamasında fiziki sermayeye yapılan yatırımların daha etkin olduğu sonucuna ulaşılmaktadır.

Akgül ve Koç (2011), Türkiye’de 1914-2009 yılları arasında yükseköğretim ve ekonomik büyüme arasındaki ilişkinin varlığını araştırmışlardır. GSMH ve yükseköğretim mezunu kişi sayısı çalışmada TAR modeli uygulanarak araştırılmıştır. Çalışma sonucunda, eğitim ekonomik büyümenin önemli bir bileşeni olarak gösterilmektedir.

Gölpek (2011) tarafından yapılan çalışmada yükseköğretimin getirileri ve etkinlik sorunu üzerinde durulmuştur. İlk kısımda eğitimin getirileri üzerinde durulan çalışmanın ikinci kısmında yükseköğretimde etkinlik sorunu ele alınmaktadır. Bu çalışmaya göre; özel getiriler kapsamında en etkin olan eğitim kademesi yükseköğretim iken, sosyal getiriler kapsamında en az etkin olan eğitim kademesi yükseköğretimdir. Yükseköğretimin hem maliyetlerinin yüksek oluşu hem yüksek gelir grubuna dahil ailelerin çocuklarının yükseköğretime katılıyor oluşu hem de öğrencilerin mezun olma sürelerinin uzun oluşu yükseköğretimi diğer eğitim kademelerine göre daha az etkin hale getirmektedir. Bu noktadan hareketle varılan sonuç, ülkemiz için ilk ve ortaöğretime yapılan kamu kaynaklı yatırımların yükseköğretime yapılan yatırımlara nazaran artırılması gerektiğidir.

Ekinci (2011)'nin yaptığı çalışmada ise, sosyo-ekonomik etmenlerin yükseköğretime katılım üzerindeki etkileri incelenmiştir. Araştırmadan, yükseköğretime giriş aşamasında gelirin doğrudan belirleyici bir etkiye sahip olmadığı sonucuna ulaşılmıştır.

Keskin (2011) yaptığı çalışmada, beşeri sermaye ile ekonomik kalkınma ilişkisini hem Türkiye için hem de diğer ülkeler için incelemiş ve karşılaştırmalı bir analiz gerçekleştirmiştir. Çalışmada, 177 ülke için çoklu doğrusal regresyon modeli oluşturulmuş ve beşeri sermaye ve ekonomik kalkınma arasındaki ilişki incelenmiştir. Elde edilen analiz sonucunda, ekonomik kalkınma olgusunda okuryazarlık oranı ve eğitim düzeyinin, kamu eliyle yürütülen sağlık harcamalarının ve R&D harcamalarının belirleyici olduğu tespit edilmiştir.

Erdem ve Tuğcu (2012), Türkiye'de yükseköğretim ve işsizlik arasındaki ilişkiyi 1960-2007 dönemine ait verilerle nedensellik ve eşbütünleşme analizleri kullanarak inceledikleri çalışmalarında; Türkiye'de kısa ve uzun vadede işsizlik oranlarını artıran faktörlerden birinin yükseköğretim mezunları olduğu sonucuna ulaşılmıştır.

Eriçok ve Yılcı (2013), 1968-2005 yılları için ekonomik büyüme ve eğitim harcamaları arasındaki ilişkiyi inceledikleri çalışmalarında sınır testi yaklaşımıyla, GSYİH ve eğitim harcamaları analiz edilmiştir. Çalışmada, eğitim harcamalarının ekonomik büyümeyi etkilediği fakat bu etkinin geçici olduğu sonucuna ulaşılmıştır.

Akça (2014) ise, 1960-2010 yılları için Türkiye'de beşeri sermayenin ekonomik büyümeye etkisini analiz etmiştir. Çalışmada, ekonomik büyümeyi temsilen gayrisafı yurtiçi hasıla oranı, beşeri sermayeyi temsilen eğitim göstergeleri kullanılmıştır. Eğitim göstergeleri olarak, yükseköğretim okullaşma oranı ile ilköğretim ve yükseköğretim kademelerinde okul başına düşen öğrenci sayıları kullanılmıştır. Çalışmada zaman serisi analizleri kullanılmış ve analizden elde edilen bulgular, beşeri sermaye ile ekonomik büyüme göstergeleri arasında uzun dönemli ilişkinin varlığını ortaya koymuştur. Analiz sonuçlarına göre, Türkiye'de uzun dönemde, beşeri sermayenin ekonomik büyüme üzerine pozitif bir etkisinin olduğu görülmüştür.

Uysal ve Aydemir (2016)'in yaptıkları çalışmada eğitim ve beşeri sermaye kapsamında yükseköğretim üzerinde durulmuş, bireylerin eğitim seviyesinde yaşanan artışla istihdam arasındaki ilişkiye yönelik ekonometrik bir analiz gerçekleştirilmiştir. Türkiye kapsamında 1994-2014 yılları için yapılan analize göre; eğitim seviyesinde yaşanan artışın istihdama katılım noktasında karşılık bulamadığı yani Türkiye'de eğitim seviyesinde yaşanan yükselişin istihdam artışına sebep olamadığı sonucuna ulaşılmıştır.

Abdioğlu ve Albayrak (2018)'in yaptıkları çalışma kapsamında beşeri sermayenin ekonomik büyümeye etkisi 1988-2015 dönemleri için Türkiye'de tarım, sanayi ve hizmetler sektörlerinde ARDL sınır testi ve hata düzeltme modeli ile incelenmektedir. Çalışmada beşeri

sermaye göstergesi olarak yükseköğretim mezunu öğrenci sayısı kullanılmıştır. Yapılan analiz sonucunda elde edilen bulgulara göre; yükseköğretimdeki öğrenci sayısı ile ekonomik büyüme arasında uzun dönemli bir ilişki bulunmakta, sektörel kapsamda ise yükseköğretimdeki öğrenci sayısında yaşanan artış en fazla hizmetler sektörünü etkilemektedir.

Brauns vd. (1999), farklı eğitim sistemleri ve işgücü piyasası karakterlerine sahip olan Almanya, Fransa ve Birleşik Krallık için eğitimin işgücü piyasasından dışlanmayı engellediği tezinden hareketle 1980'lerin ortasından 1990'ların ortasına kadar olan sürece ilişkin mikro verilerden hareketle yaptıkları karşılaştırmalı analizde tek aşamalı ve sıralı lojistik regresyon modelleri kullanılmıştır. Analiz bulgularına göre; her üç ülkede de eğitimin işsizlik riskini azalttığı fakat üç ülke için eğitimsel tabakalaşma konusunda keskin bir ayrım olduğu ortaya koyulmaktadır.

Blankenau vd. (2007), 23 gelişmiş ülke için panel veri analizi yoluyla yaptıkları çalışmada, kamu eliyle yürütülen eğitim harcamaları ile uzun dönemli büyüme arasındaki pozitif ilişkinin, bütçe kontrol edildiği takdirde gerçekleşeceği tespit edilmiştir. Yoksul ülkelerde ise, bütçe kontrol edilse dahi, kamu eliyle yürütülen eğitim harcamalarının uzun dönemli büyüme üzerinde bir etkisi olmadığı sonucuna ulaşılmıştır.

Nunez ve Livanos (2010), 15 Avrupa ülkesinde akademik kariyer derecesinin uzun ve kısa dönemli işsizlik üzerine etkilerini çok terimli lojistik regresyon yöntemi (M-Logit) kullanarak inceledikleri çalışmalarında, kısa ve uzun dönemde yükseköğretime katılımın istihdam şansını artırdığı ve özellikle uzun dönemde işsizliği azaltıcı yönde etkide bulunduğu tespit edilmiştir.

Riasat vd. (2011), ekonomik büyümenin eğitim üzerindeki etkisini Pakistan için araştırdıkları çalışmalarında ARDL yöntemini kullanmışlardır. Yapılan analiz sonucunda, eğitim harcamalarının ekonomik büyümede uzun dönemde önemli düzeyde etkili olduğu fakat kısa dönemde olmadığı sonucuna ulaşılmıştır.

Riddell ve Song (2011)'un çalışmalarında, ABD'de eğitimin istihdam ve işsizlik geçişlerindeki nedensel etkileri 1980-2005 yılları verilerinden hareketle enstrümantal değişkenler ve en küçük kareler yöntemleriyle araştırılmıştır. Sonuçlar incelendiğinde; eğitimin, işsizlerin yeniden istihdama katılım oranlarını önemli ölçüde artırdığı, özellikle bu artışın yüksek eğitim düzeylerinde daha fazla gerçekleştiği görülmektedir.

Lavrinovicha vd. (2015)'nin çalışmalarında Letonya'da 2002-2013 yılları arasında eğitimin işsizlik oranı ve gelir üzerindeki etkisini frekans, korelasyon ve regresyon yöntemleri aracılığıyla araştırılmaktadır. Yapılan analizlerle eğitimin istihdamı ve gelir düzeyini artırıcı etkisi olduğu ortaya koyulmuştur.

Hunady ve Pizar (2016) tarafından yapılan çalışmada 316 NUTS II bölgesine ilişkin 2004-2014 yılları verileriyle yükseköğretim almış kişilerin payı ile GSYİH'yi etkileyen bölgesel işsizlik düzeyi arasındaki ilişkiyi panel veri analizi yöntemiyle incelenmiştir. Analiz sonucunda, yükseköğretim almış kişilerin payında yaşanan artışın bölgesel işsizlik üzerinde negatif yani azaltıcı bir etkisi olduğu tespit edilmiştir.

II- ANALİZ

Çalışmanın uygulama bölümünde istihdam oranı ile bu orana etki ettiği düşünülen yükseköğretime katılım oranına ilişkin ve çalışanların gayrisafi yurtiçi hasıladan aldıkları pay ile yükseköğretime katılım oranına ilişkin gerçekleştirilen analizler yer almaktadır.

A-Veri Seti ve Tanımlayıcı İstatistikler

Çalışmada yükseköğretime katılmış olmanın istihdam ve çalışanların gayrisafi yurtiçi hasıladan aldıkları pay üzerindeki etkisi belirlenmeye çalışılmıştır. 2005-2016 yılları arasında OECD kurucu üyesi olan 20 ülke analiz kapsamında incelenmiştir. Araştırma kapsamında incelenen ülkeler Tablo 1’de gösterilmektedir.

Tablo 1. Araştırma Kapsamında İncelenen Ülkeler

1. ABD	11. İsveç
2. Almanya	12. İsviçre
3. Avusturya	13. İtalya
4. Belçika	14. İzlanda
5. Danimarka	15. Kanada
6. Fransa	16. Lüksemburg
7. Hollanda	17. Norveç
8. İngiltere	18. Portekiz
9. İrlanda	19. Türkiye
10. İspanya	20. Yunanistan

Çalışmada istihdam oranı ve çalışanların gayrisafi yurtiçi hasıladan aldıkları pay bağımlı değişken, yükseköğretime katılım oranı ise açıklayıcı değişken olarak belirlenmiştir. Bu ilişkinin belirlenmesinde, ŞİMŞEK ve KADILAR (2010), GÖLPEK (2011), AKINCI (2017) ve ABDİOĞLU ve ALBAYRAK (2018) tarafından yapılan çalışmalardan faydalanılmıştır. Çalışmada kullanılan veriler OECD veri tabanı ve ILO veri tabanından elde edilmiştir. Tablo 2’de çalışma kapsamında kullanılan değişkenler ve hesaplama şekilleri yer almaktadır.

Tablo 2. Değişkenler ve Hesaplama Şekilleri

Bağımlı Değişken	İstihdam Oranı	Çalışan nüfusun yüzdesi
Bağımlı Değişken	Çalışanların Gayrisafi Yurtiçi Hasıladan Aldıkları Pay	GSYİH/istihdamdaki kişi sayısı
Açıklayıcı Değişken	Yükseköğretime Katılım Oranı	25-64 yaşındaki nüfusun yükseköğretime katılım yüzdesi

Çalışmada kullanılan değişkenler ve hesaplama şekilleri açıklandıktan sonra değişkenlere ilişkin tanımlayıcı istatistiki değerler hesaplanmıştır. Bu değerler Tablo 3’te gösterilmektedir.

Tablo 3. Tanımlayıcı İstatistikler

	İST	GDP	YO
Ortalama	67.742	94195.56	31.734
Medyan	69.365	89019.25	32.540
Maksimum	86.530	229424.4	56.270
Minimum	44.230	54583.40	10.240
Std. Sap.	8.609	31143.98	9.318
Çarpıklık	-0.571	2.471	-0.216
Basıklık	3.059	10.112	3.031
Jarque-Bera	13.082	750.281	1.880
Olasılık	0.001	0.000	0.390
Gözlem	240	240	240

Tabloda istihdam oranı (İST) ile çalışanların gayrisafi yurtiçi hasıladan aldıkları pay (GDP) ile yükseköğretime katılım (YO) ile gösterilmektedir.

Tanımlayıcı istatistik sonuçları değerlendirildiğinde, OECD kurucu üyelerinin istihdam oranlarının göstergesi olan istihdam oranının Jarque-Bera olasılık değerinin 0.001 olduğu, çalışanların gayrisafı yurtiçi hasıladan aldıkları payın Jarque-Bera değerinin 0.000 olduğu, yükseköğretime katılım oranının değerinin ise 0.390 olduğu görülmektedir. Bu durumdan hareketle istihdam ve çalışanların gayrisafı yurtiçi hasıladan aldıkları pay değişkenlerinin normal dağılıma uymadığı, yükseköğretime katılma değişkeninin ise normal dağılıma uyduğu söylenebilmektedir.

B- Yöntem

Çalışma kapsamında ilk etapta panelin üzerine kurulduğu yatay kesitler (OECD ülkeleri) arasındaki bağımlılık panel ve değişken bazında incelenmiştir. Değişkenlerin katsayılarının yatay kesitler arasındaki değişkenliği ise Homojenlik Testi ile araştırılmıştır. Yatay kesit bağımlılığı ve homojenliği test edildikten sonra serilere ilişkin durağanlık sınaması yapılmıştır. Durağanlık sınaması gerçekleştirildikten sonra modelin hangi yöntem kullanılarak tahmin edileceğini belirlemek için testler uygulanmıştır. Tahmin yöntemi belirlendikten sonra modelde hata terim varyansının tüm gözlemler için aynı olmamasını ifade eden değişen varyans ve otokorelasyon incelenmiştir. Son olarak da modelin tahminlemesi yapılmıştır.

i) Yatay Kesit Bağımlılığının Tespiti

Yatay kesit bağımlılığının varlığının tespiti analiz bulgularının güvenilirliğini ve doğruluğunu etkileyen bir durumdur (Breusch- Pagan, 1980; Pesaran, 2004). Çalışmada yatay kesit bağımlılığı, Breusch-Pagan (1980) LM testi, Pesaran (2004) CD ve CDIm testleri ile araştırılmıştır. Bu testlerden zaman boyutunun(T) yatay kesit boyutundan(N) oldukça büyük olduğu durumlarda ($T>N$) kullanılan Breusch-Pagan (1980) LM testi, zaman boyutu ile yatay kesit boyutu arasında fazla bir farkın olmadığı fakat ($T>N$) olduğu durumda kullanılan Pesaran (2004) CDIm testidir. Pesaran (2004) CD testi ise, diğer testlerin aksine yatay kesit boyutunun zaman boyutundan daha büyük olduğu durumlarda ($N>T$) kullanılmaktadır.

Tablo 4. Yatay Kesit Bağımlılığı Test Sonuçları

Değişken	LM (Breusch; Pagan,1980)		CDIm (Pesaran, 2004)		CD (Pesaran, 2004)		LMadj (PUY, 2008)	
	İstat.	Olasılık	İstat.	Olasılık	İstat.	Olasılık	İstat.	Olasılık
Panel	626.796	0.000	22.407	0.000	15.495	0.000	88.230	0.000
İST	377.625	0.000	9.625	0.000	3.234	0.001	19.125	0.000
YO	412.816	0.000	11.430	0.000	-0.635	0.263	20.837	0.000

H_0 : Yatay kesit bağımlılığı yoktur.

H_1 : Yatay kesit bağımlılığı vardır.

Tablo 4'te yer alan yatay kesit bağımlılığı testleri sonuçları incelendiğinde; tüm testlerde olasılık değerinin kritik değer olan 0.05'ten küçük olduğu görülmektedir. Çalışmada N (kesit) boyutu T (zaman) boyutundan büyük olduğu için Pesaran CD (2004) sonuçları dikkate alınmıştır. Bu test sonucunda, sıfır hipotezi reddedilmektedir. Yani panelde yatay kesit bağımlılığı problemi söz konusudur. Diğer bir ifade ile OECD ülkelerinden birine gelen bir birim şok diğer ülkeleri de etkilemektedir. Çalışmada ($N>T$) olduğu için Pesaran CD (2004) test sonuçları değişken bazında yatay kesit bağımlılığı açısından dikkate alınmıştır. Analiz sonucunda, bağımlı değişken olan İST değişkeninin olasılık değeri 0.05'ten küçük olduğu için H_0 hipotezi reddedilmiştir. Açıklayıcı değişken olan YO değişkeninin olasılık değeri 0.05'ten büyük olduğu için H_0 reddedilememiştir, yatay kesit bağımlılığı yoktur. İST

değişkeninde yatay kesit bağımlılığı söz konusu olduğu için bu değişken için durağanlık sınamasında yatay kesit bağımlılığını göz önünde bulunduran ikinci nesil birim kök testleri kullanılmıştır.

Panel veri analizinde seriler arasında yatay kesit bağımlılığı söz konusu olmadığında durağanlık sınaması için uygulanması gereken birim kök testleri belirlenirken ilk etapta homojenlik testlerinin yapılması gerekmektedir. Homojenlik testi hem panel için hem de değişkenler için ayrı ayrı yapılabilmektedir.

ii) Parametrelerde Homojenliğin/Heterojenliğin Test Edilmesi

Yatay kesit bağımlılığı analizi sonrasında, analize geçilmeden önce sınanması gereken diğer bir varsayım homojenliktir. Pesaran ve Yamagata (2008) delta testleri ile homojenlik varsayımını sınanabilmektedir.

Tablo 5. Pesaran ve Yamagata (2008) Homojenite Test Sonuçları

	Delta_tilde	Olasılık Değeri	Düzeltilmiş_Delta_Tilde	Olasılık Değeri
Panel (α)	2.714	0.003	3.314	0.001
İST	1.532	0.063	1.769	0.038
YO	3.786	0.000	4.372	0.000

H₀: Homojenlik vardır.
H₁: Homojenlik yoktur.

Pesaran ve Yamagata (2008) Homojenite test sonuçları panel bazında değerlendirildiğinde; modele ait delta ve düzeltilmiş delta olasılık değerleri 0.05'ten küçük olduğu için panel bazında homojenlik olduğunu savunan H₀ hipotezi reddedilmektedir. Yani panel bazında heterojenlik söz konusudur. İST ve YO değişkenleri bazında Homojenite Test sonuçları incelendiğinde; İST değişkeninin delta olasılık değeri 0.1 anlamlılık düzeyinden küçük iken düzeltilmiş delta değeri 0.05'ten küçük olduğu için İST değişkeni için H₀ reddedilmiş olup homojenlik yoktur denilebilmektedir. YO değişkeni için, delta olasılık değeri ve düzeltilmiş delta olasılık değeri 0.05 anlamlılık düzeyinden küçük olduğundan dolayı bu değişken için de H₀ hipotezi reddedilmiştir. Dolayısıyla YO değişkeni için de heterojenlik söz konusudur.

iii) Panel Birim Kök Testleri

Panel veri analizinde bağımlı ve açıklayıcı değişkenler arasında anlamlı sonuçlara ulaşılabilmesi için serilerin durağan olması gerekmektedir (Gujarati, 2003). Çalışmada kullanılan değişkenlerin durağanlıkları, yatay kesit bağımlılığı ve homojenite durumları göz önünde bulundurulurken sınanmıştır. Yatay kesit bağımlılığı testi sonucunda OECD ülkeleri arasında yatay kesit bağımlılığının tespit edildiği İST değişkeninin durağanlık sınaması Smith vd. (2004) Bootstrap testi kullanılmıştır. Bu test yatay kesit bağımlılığını göz önünde bulunduran ikincil nesil birim kök testlerindedir. Smith vd. (2004) Bootstrap test sonuçları Tablo 6'da gösterilmektedir.

Tablo 6. Smith vd. (2004) Bootstrap Birim Kök Testi Sonuçları

Seviye	Sabit		Sabit ve Trend	
	İstatistik	Olas-değeri	İstatistik	Olas-değeri
İST	-2.039	0.079	-2.355	0.273
Birinci Fark	Sabit		Sabit ve Trend	
	İstatistik	Olas -değeri	İstatistik	Olas -değeri
İST	-3.658	0.001	-3.210	0.072

H₀: Birim kök vardır.
H₁: Birim kök yoktur.

Tablo 6'daki sonuçlar incelendiğinde; İST değişkenine ait serilerin seviyesinde sabit ve sabit ve trendde durağan olmadıkları, birinci dereceden farkı alındığında sabitte %5 anlamlılık düzeyinde durağan, sabit ve trendde %10 anlamlılık düzeyinde durağanlaştığı görülmektedir. Çalışmada incelenen yıl sayısının az olması sebebiyle trendli model yerine sabit model sonuçları dikkate alınmıştır.

Yatay kesit bağımlılığı olmayan ve heterojen yapıda olan YO değişkeninin durağanlık sınaması için birinci nesil birim kök testleri içerisinde heterojen yapıya sahip olan Im, Pesaran ve Shin (2003) IPS testi kullanılmıştır. IPS test sonuçları Tablo 7'de gösterilmektedir.

Tablo 7. IPS Panel Birim Kök Test Sonuçları

Seviye	Sabit		Sabit ve Trend	
	İstatistik	Olas -değeri	İstatistik	Olas -değeri
YO	7.4554	1.000	-0.3478	0.364
Birinci Fark	Sabit		Sabit ve Trend	
	İstatistik	Olas -değeri	İstatistik	Olas -değeri
YO	-6.479	0.000	-4.068	0.000

H₀: Birim kök vardır.
H₁: Birim kök yoktur.

Tablo 7'deki sonuçlar incelendiğinde; YO değişkenine ilişkin serilerin seviyesinde sabit ve sabit ve trendde durağan olmadıkları, birinci dereceden farkı alındığında sabitte ve sabit ve trendde %5 anlamlılık düzeyinde durağanlaştığı yani I (1) olduğu görülmektedir. Çalışmada incelenen yıl sayısının az olması sebebiyle trendli model yerine sabit model sonuçları dikkate alınmıştır.

iv) Panel Veri Modellerinin Tahmini

Yükseköğretime katılımın istihdam üzerindeki etkisini tespit edebilmek için sabit etkiler, rassal etkiler ve havuzlanmış modeller içerisinde hangi modelin tahminleme için kullanılacağı F testi, Breusch-Pagan LM (1980) ve Honda (1985) testleri ile tespit edilmiştir. Bu testlere ilişkin sonuçlar Tablo 8'de gösterilmektedir.

Tablo 8. Tahmin Modeli Belirleme Analiz Sonuçları

Test	İstatistik	Olas değeri	Hipotez	Karar
F-grup_sabit	0.944	0.528	H ₀ : Kesit etkisi varken zaman etkisi yoktur.	KABUL
F-zaman_sabit	9.445	0.000	H ₀ : Zaman etkisi varken kesit etkisi yoktur.	RET
F-ikiyönlü_sabit	3.869	0.000	H ₀ : Kesit ve zaman etkisi yoktur.	RET
LM-grup_rassal	1.356	0.244	H ₀ : Kesit etkisi varken zaman etkisi yoktur.	KABUL
LM-zaman_rassal	156.1	0.000	H ₀ : Zaman etkisi varken kesit etkisi yoktur.	RET
LM-ikiyönlü_rassal	157.4	0.000	H ₀ : Kesit ve zaman etkisi yoktur.	RET
Honda-grup_rassal	-1.164	0.877	H ₀ : Kesit etkisi varken zaman etkisi yoktur.	KABUL
Honda-zaman_rassal	12.493	0.000	H ₀ : Zaman etkisi varken kesit etkisi yoktur.	RET
Honda-ikiyönlü_rassal	8.010	0.000	H ₀ : Kesit ve zaman etkisi yoktur.	RET
Hausman Testi	0.022	0.881		

F testi modelin sabit etkiler modeliyle mi yoksa havuzlanmış modelle mi tahmin edileceğini anlamak için kullanılmaktadır. F testi sonuçları incelendiğinde; olasılık değeri kritik değerin altında olduğu için havuzlanmış model yerine sabit etkiler modelinin kullanılması daha güvenilir sonuçlar elde edebilmek için gereklidir. Yani sıra grup ve zaman etkilerinin belirlendiği test sonuçları incelendiğinde modelde zaman etkisinin söz konusu olduğu söylenebilmektedir. Modelin tahmini için havuzlanmış model ile rassal etkiler modelinden hangisinin etkin olduğunun tespiti Breusch-Pagan LM (1980) ve Honda (1985) testleri ile yapılabilmektedir. Her iki test sonucuna göre; rassal etkiler modeli havuzlanmış modelden daha etkin sonuçlar vermekte ve modelde zaman etkisi varken kesit etkisinin olmadığı bilgisine ulaşılmaktadır.

Hausman testi, tahmin modelinin belirlenmesinde değil model belirlendikten sonra hangi tahmincinin kullanımının daha etkin olacağını tespiti esnasında kullanılmaktadır. Bu test, sabit etkiler modelinin tahmincisi tutarlıyken rassal etkiler modelinin tahmincisinin tutarlı olup olmadığını tespit etmek için yararlanılan bir testtir (Erlat, 2015: 24). Yani Hausman testi temelde; sabit etkiler modeli tahmincisi olan grup içi tahmincisi (within estimator) ile rassal etkiler modeli tahmincileri Tahmin Edilen Genelleştirilmiş En Küçük Kareler (EGLS) ve Uygulanabilir Genelleştirilmiş En Küçük Kareler (FGLS) arasında bir tercih yapılabilmesini sağlamaktadır (Topaloğlu, 2018). Hausman test istatistik değeri kritik değerden küçük olduğunda H_0 hipotezi reddedilmektedir. Bu durumun gerçekleşmesi EGLS ve FGLS tahmincilerinin tutarsız olduğu anlamına gelmektedir. Test sonuçları incelendiğinde, Hausman testi sonucunda; olasılık değerinin kritik değerden büyük olduğu ve H_0 hipotezinin reddedilemediği görülmektedir. Yani rassal etkiler modeli çalışılacaksa EGLS veya FGLS ile tahminleme yapılması gerekmektedir.

Çalışmada incelenen dönem ve ülkeler göz önünde bulundurulduğunda, veri setinin rastgele değil belirli bir grup ve belirli bir dönem için olduğu görülmektedir. Model tahminlemesinin nasıl yapılması gerektiğine ilişkin analiz sonuçları doğrultusunda çalışmada, sabit etkiler modeline dayanılarak en küçük kareler yöntemi (grup içi tahmincisi) kullanılarak tahminleme yapılmıştır.

v) Değişen Varyans ve Otokorelasyonun Test Edilmesi

Değişen varyans, hata terimlerinin varyanslarının her bir kesit için farklı olması durumudur. Otokorelasyon varsayımı ise, hata teriminin birbirini takip eden değerleri arasındaki ilişkiyi göstermektedir. Birim değerlerinin birbirinden bağımsız olmaması durumu panel veri analizinde sapmalara ve tutarsızlıklara yol açabilmektedir (Topaloğlu, 2018).

Çalışma kapsamında değişen varyans varsayımı, Breusch-Pagan-Godfrey Heteroscedasticity LM testi ile incelenirken; otokorelasyon varsayımı ise, Baltagi ve Li (1991) ve Born ve Breitung (2016) testleri ile incelenmiştir. Sabit etkiler modeline dayanılarak hesaplanan değişen varyans ve otokorelasyon istatistikleri Tablo 9'da gösterilmektedir.

Sabit etkiler modeli için hesaplanmış olan değişen varyans ve otokorelasyon sonuçlarına bakıldığında; Breusch-Pagan-Godfrey LM olasılık değerinin kritik değerden yani 0.05'ten küçük olduğu tespit edilmiş ve H_0 hipotezi reddedilmiştir. Yani panelde değişen varyans problemi söz konusudur. Otokorelasyon sonuçlarında ise; Baltagi ve Li (1991) LM ve Born ve Breitung (2016) LM testlerinin olasılık değerleri 0.05'ten küçüktür. Yani H_0 hipotezi reddedilmekte ve panelde otokorelasyon problemi söz konusudur denilebilmektedir.

Tablo 9. Sabit Etkiler Modeli İçin Değişen Varyans ve Otokorelasyon Test Sonuçları

Değişen Varyans		
Breusch-Pagan-Godfrey LMh_sabit	128.871	0.000000
H ₀ : Değişen varyans yoktur. H ₁ : Değişen varyans vardır.		
Otokorelasyon		
Baltagi ve Li (1991) LMp-istatistiği	40.821	0.000000
H ₀ : Otokorelasyon yoktur. H ₁ : Otokorelasyon vardır.		
Born ve Breitung (2016) LMp*- istatistiği	62.646	0.000000
H ₀ : Otokorelasyon yoktur. H ₁ : Otokorelasyon vardır.		

vi) Tahmin Sonuçları

Çalışmanın bu bölümünde bağımlı ve açıklayıcı değişken arasında istatistiksel olarak anlamlı bir ilişkinin olup olmadığı ve ilişki varsa bu ilişkinin yönünü tespit etmek amaçlanmıştır. Çalışmada tahmin edilecek modelde değişen varyans ve otokorelasyon sorunu olduğu belirlenmiştir. Dolayısıyla çalışmada bu sorunları dikkate alan ve çözen Beck ve Katz (1995) tarafından geliştirilen Period SUR (PCSE) yöntemi ile panel standart hatalarının düzeltilmesi yoluyla tahminleme gerçekleştirilmiştir. Tahmin sonuçları Tablo 10'da gösterilmektedir.

Tablo 10. Model Tahmin Sonuçları

Bağımlı Değişken	Yöntem		Örnekleme
İST	En Küçük Kareler Yöntemi Period SUR (PCSE) Panel Standart Hatalar ve Kovaryans (d.f. düzeltilmemiş)		2005-2016
Açıklayıcı Değişken	Katsayı	Standart Hata	t-istatistiği
YO	0.114972	0.059048	1.947082
C	-0.031551	0.084353	-0.374037
Ağırlıklandırılmış İstatistikler			
R-kare	0.314326	Ort. Bağ. var	0.062773
Düz. R-kare	0.278064	S.D. Bağ var	1.269692
S.E. of reg.	1.078817	AIC	3.042609
Öz. Kare. resid	242.0800	SIC	3.227716
Log like.	-322.6870	HQ	3.117360
F-istatistik	8.668277		
Olas(F- istatistik)	0.000000		

Tablo 10'da yükseköğretime katılımın istihdam üzerindeki etkisinin tespit edilebilmesi için oluşturulan modelin tahmin sonuçları yer almaktadır. Analiz sonuçları incelendiğinde; modelin anlamlılığını gösteren F istatistik değerinin anlamlı olduğu ve açıklayıcı değişkenin bağımlı değişkende yaşanan değişimin %31'ini (R²) açıkladığı tespit edilmiştir. Modelde yükseköğretime katılım ile istihdam oranı arasında %10 anlamlılık düzeyinde istatistiksel olarak anlamlı sonuçlara ulaşılmıştır. Yükseköğretime katılımında yaşanan 1 birimlik değişim istihdam oranında yaklaşık 0.11 birimlik bir artışa yol açmaktadır.

C- Model 2 İçin Analiz Sonuçları

Çalışmanın bu bölümünde yükseköğretime katılımı ilişkisi kurulabilecek bir diğer değişken olan çalışanların gayrisafi yurtiçi hasıladan aldıkları pay ile yükseköğretime katılım oranı

arasındaki ilişkiyi belirlemek için kurulan ikinci modele ilişkin analizlere ve elde edilen bulgulara yer verilmektedir. Bu kısımda ilk olarak yatay kesit bağımlılığı ve homojenlik sınaması yapılmış, sonrasında sırasıyla birim kök testleri, tahmin modelini belirlemek için F Testi, değişen varyans ve otokorelasyon sınaması yapılmış son olarak da modele ilişkin tahmin sonuçlarına yer verilmiştir.

Tablo 11. Yatay Kesit Bağımlılığı Test Sonuçları

Değişken	LM (Breusch; Pagan, 1980)		CDlm (Pesaran, 2004)		CD (Pesaran, 2004)		LMadj (PUY, 2008)	
	İstatistik	Olasılık	İstatistik	Olasılık	İstatistik	Olasılık	İstatistik	Olasılık
Panel	724.101	0.000	27.399	0.000	14.711	0.000	93.431	0.000
GDP	397.157	0.000	10.627	0.000	3.540	0.000	11.190	0.000
YO	412.816	0.000	11.430	0.000	-0.635	0.263	20.837	0.000

H₀: Yatay kesit bağımlılığı yoktur.

H₁: Yatay kesit bağımlılığı vardır.

Tablo 11'deki sonuçlar incelenirken; panel ve değişken bazında yatay kesit bağımlılığının belirlenmesinde çalışmada kesit boyutu zaman boyutundan büyük olduğu için (N>T) Pesaran CD (2004) test sonuçları dikkate alınmıştır. Analiz sonucunda, panel bazında olasılık değerinin kritik değer olan 0.05'ten küçük olduğu ve H₀ hipotezinin reddedildiği görülmekte ve panel bazında yatay kesit bağımlılığı olduğu sonucuna varılabilmektedir. Bağımlı değişken olan GDP değişkeninin olasılık değeri 0.05'ten küçük olduğu için H₀ hipotezi reddedilmiştir, yani GDP değişkeni için yatay kesit bağımlılığı söz konusudur. Açıklayıcı değişken olan YO değişkeninin olasılık değeri 0.05'ten büyük olduğu için H₀ reddedilememiştir, yatay kesit bağımlılığı yoktur. GDP değişkeninde yatay kesit bağımlılığı söz konusu olduğu için bu değişken için durağanlık sınaması gerçekleştirilirken yatay kesit bağımlılığını dikkate alan ikinci nesil birim kök testleri kullanılmıştır.

Tablo 12. Pesaran ve Yamagata(2008) Homojenite Test Sonuçları

	Delta_tilde	Olasılık Değeri	Düzeltilmiş_Delta_tilde	Olasılık Değeri
Panel (α)	1.645	0.050	1.900	0.029
GDP	2.192	0.014	2.531	0.006
YO	3.786	0.000	4.372	0.000

H₀: Homojenlik vardır.

H₁: Homojenlik yoktur.

Pesaran ve Yamagata (2008) Homojenite test sonuçları panel bazında değerlendirildiğinde; modele ait delta ve düzeltilmiş delta olasılık değerleri 0.05'ten küçük olduğu için panel bazında homojenlik olduğunu savunan H₀ hipotezi reddedilmektedir. Yani panel bazında heterojenlik söz konusudur. GDP ve YO değişkenleri bazında Homojenite Test sonuçları incelendiğinde; GDP değişkeninin delta olasılık değeri ve düzeltilmiş delta değeri 0.05'ten küçük olduğu için GDP değişkeni için H₀ reddedilmiş olup homojenlik yoktur denilebilmektedir. YO değişkeni için, delta olasılık değeri ve düzeltilmiş delta olasılık değeri 0.05 anlamlılık düzeyinden küçük olduğundan dolayı bu değişken için de H₀ hipotezi reddedilmiştir. Dolayısıyla GDP ve YO değişkenleri için heterojenlik söz konusudur.

Tablo 13. *Smith vd. (2004) Birim Kök Testi Sonuçları*

Seviye	Sabit		Sabit ve Trend	
	İstatistik	Olas-değeri	İstatistik	Olas -değeri
GDP	-1.447	0.490	-2.065	0.580
Birinci Fark	Sabit		Sabit ve Trend	
	İstatistik	Olas -değeri	İstatistik	Olas -değeri
GDP	-3.127	0.000	-3.509	0.050

H₀: Birim kök vardır.

H₁: Birim kök yoktur.

Tablo 13'teki sonuçlar incelendiğinde; GDP değişkenine ilişkin serilerin seviyesinde sabit ve sabit ve trendde durağan olmadıkları, birinci dereceden farkı alındığında sabitte %5 anlamlılık düzeyinde durağan, sabit ve trendde de %5 anlamlılık düzeyinde durağanlaştığı görülmektedir. Çalışmada incelenen yıl sayısının az olması sebebiyle trendli model yerine sabit model sonuçları dikkate alınmıştır.

Tablo 14. *IPS Panel Birim Kök Test Sonuçları*

Seviye	Sabit		Sabit ve Trend	
	İstatistik	Olas-değeri	İstatistik	Olas -değeri
YO	7.4554	1.000	-0.3478	0.364
Birinci Fark	Sabit		Sabit ve Trend	
	İstatistik	Olas -değeri	İstatistik	Olas -değeri
YO	-6.479	0.000	-4.068	0.000

H₀: Birim kök vardır.

H₁: Birim kök yoktur.

Tablo 14'deki sonuçlar incelendiğinde; YO değişkenine ilişkin serilerin seviyesinde sabit ve sabit ve trendde durağan olmadıkları, birinci dereceden farkı alındığında sabitte ve sabit ve trendde %5 anlamlılık düzeyinde durağanlaştığı yani I (1) olduğu görülmektedir. Çalışmada incelenen yıl sayısının az olması sebebiyle trendli model yerine sabit model sonuçları dikkate alınmıştır.

Tablo 15. *Tahmin Modeli Belirleme Analiz Sonuçları*

Test	İstatistik	Olas-değer.	Hipotez	Karar
F-grup_sabit	611.35	0.000	H ₀ : Kesit etkisi varken zaman etkisi yoktur.	RET
F-zaman_sabit	6.7947	0.000	H ₀ : Zaman etkisi varken kesit etkisi yoktur.	RET
F-ikiyönlü_sabit	389.81	0.000	H ₀ : Kesit ve zaman etkisi yoktur.	RET
LM-grup_rassal	1226.9	0.000	H ₀ : Kesit etkisi varken zaman etkisi yoktur.	RET
LM-zaman_rassal	4.8407	0.027	H ₀ : Zaman etkisi varken kesit etkisi yoktur.	RET
LM-ikiyönlü_rassal	1231.7	0.000	H ₀ : Kesit ve zaman etkisi yoktur.	RET
Honda-grup_rassal	35.027	0.000	H ₀ : Kesit etkisi varken zaman etkisi yoktur.	RET
rassal	-2.2001	0.986	H ₀ : Zaman etkisi varken kesit etkisi yoktur.	KABUL
Honda-ikiyönlü_rassal	23.212	0.000	H ₀ : Kesit ve zaman etkisi yoktur.	RET
Hausman Testi	1.545	0.213		

Test sonuçları incelendiğinde, Hausman testi sonucunda; olasılık değerinin kritik değerden büyük olduğu ve H_0 hipotezinin reddedilemediği görülmektedir. Yani rassal etkiler modeli çalışılacaksa EGLS veya FGLS ile tahminleme yapılması gerekmektedir. Model tahminlemesinin nasıl yapılması gerektiğine ilişkin analiz sonuçları doğrultusunda çalışmada, sabit etkiler modeline dayanılarak en küçük kareler yöntemi grup içi tahmincisi (within estimator) kullanılarak tahminleme yapılmıştır.

Model 2’de de değişen varyans ve otokorelasyon varsayımları Model 1’de açıklandığı şekilde gerçekleştirilmiştir. Model 2 için değişen varyans ve otokorelasyon test istatistikleri Tablo 16’da gösterilmektedir.

Tablo 16. Sabit Etkiler Modeli İçin Değişen Varyans ve Otokorelasyon Test Sonuçları

Değişen Varyans		
Breusch-Pagan-Godfrey LMh_sabit	İstatistik	Olas-değeri
	433.131	0.000000
H ₀ : Değişen varyans yoktur. H ₁ : Değişen varyans vardır.		
Otokorelasyon		
Baltagi ve Li (1991) LMp- sabit	İstatistik	Olas-değeri
	97.246	0.000000
H ₀ : Otokorelasyon yoktur. H ₁ : Otokorelasyon vardır.		
Born ve Breitung (2016) LMp*- sabit	İstatistik	Olas-değeri
	128.655	0.000000
H ₀ : Otokorelasyon yoktur. H ₁ : Otokorelasyon vardır.		

Sabit etkiler modeli için hesaplanmış olan değişen varyans ve otokorelasyon test sonuçları incelendiğinde; Breusch-Pagan-Godfrey LM olasılık değerinin 0.05’ten küçük olduğu tespit edilmiş ve H_0 hipotezi reddedilmiştir. Yani panelde değişen varyans söz konusudur. Otokorelasyon test sonuçlarına bakıldığında; Baltagi ve Li (1991) LM ve Born ve Breitung (2016) LM testlerinin olasılık değerleri 0.05’ten küçüktür. Yani H_0 hipotezi reddedilmektedir ve panelde otokorelasyon sorunu söz konusudur.

Tablo 17. Model Tahmin Sonuçları

Bağımlı Değişken	Yöntem		Örneklem
GDP	En Küçük Kareler Yöntemi White Period Panel Standart Hatalar ve Kovaryans (d.f. düzeltilmemiş)		2005-2016
Açıklayıcı Değişken	Katsayı	Standart Hata	t-istatistiği
YO	-0.001930	0.001131	-1.706213
C	0.008446	0.000928	9.101331
Ağırlıklandırılmış İstatistikler			
R-kare	0.381008	Ort. Bağ. var	0.006863
Düz. R-kare	0.282755	S.D. Bağ var	0.025387
S.E. of reg.	0.021501	AIC	-4.711541
Öz. Kare. resid	0.087370	SIC	-4.233348
Log like.	549.2695	HQ	-4.518434
F-istatistik	3.877837		
Olas(F- istatistik)	0.000000		

Tablo 17'de yükseköğretime katılımın çalışanların gayrisafi yurtiçi hasıladan aldıkları pay üzerindeki etkisinin tespit edilebilmesi için oluşturulan modelin tahmin sonuçları yer almaktadır. Analiz sonuçları incelendiğinde, F istatistik değerinin anlamlı olduğu ve açıklayıcı değişkenin bağımlı değişkende gerçekleşen değişimin %38'ini (R^2) açıkladığı belirlenmiştir. Modelde yükseköğretime katılım ile çalışanların gayrisafi yurtiçi hasıladan aldıkları pay arasında %10 anlamlılık düzeyinde istatistiksel olarak anlamlı sonuçlar elde edilmiştir. Yükseköğretime katılımında yaşanan 1 birimlik bir değişim çalışanların gayrisafi yurtiçi hasıladan aldıkları payda yaklaşık 0.0019 birimlik bir azalışa yol açmaktadır.

SONUÇ

Bu çalışma ile yükseköğretime katılımın istihdama ve çalışanların gayrisafi yurtiçi hasıladan aldıkları paya etkisi incelenmiştir. Analizde kullanılacak değişkenler kapsamında; açıklayıcı değişken olarak yükseköğretime katılım oranı, bağımlı değişkenler olarak da birinci model için istihdam oranı ikinci model için çalışanların gayrisafi yurtiçi hasıladan aldıkları pay seçilmiştir. Çalışmaya konu olan ülkeler ise OECD ülkelerinin 20 kurucu üyesi olarak belirlenmiş ve 2005-2016 yılları verileri analize dahil edilmiştir. Çalışma ile yükseköğretime katılımın ilk olarak istihdama etkisi sonrasında ise çalışanların gayrisafi yurtiçi hasıladan aldıkları paya etkisi panel veri analizi uygulanarak incelenmiştir.

Analiz kapsamında ilk etapta birinci model için, paneli oluşturan yatay kesitler (OECD kurucu üye ülkeleri) arasındaki bağımlılık panel ve değişken bazında Pesaran (2004) CD testleriyle incelenmiştir. Değişkenlerin katsayılarının yatay kesitler arasında değişkenlik gösterip göstermediği Pesaran ve Yamagata (2008) Homojenite Testi ile araştırılmıştır. Değişkenler için durağanlık sınaması Smith vd. (2004) Bootstrap ve IPS (2003) Panel Birim Kök testleriyle yapılmıştır. Tahmin modelinin belirlenmesi için ise, F Testi uygulanmıştır. Değişen varyans ve otokorelasyon sorununun varlığının tespiti için Sabit Etkiler Modeli İçin Değişen Varyans ve Otokorelasyon testi uygulanmış olup son adım olarak paneldeki değişen varyans ve otokorelasyon sorunlarına çözüm üreten Period SUR yöntemi kullanılarak panel standart hatalarının düzeltilmesi yoluyla tahminleme gerçekleştirilmiştir. İkinci model için, yatay kesit bağımlılığı Pesaran (2004) CD testi ile incelenmiş, sonrasında Pesaran ve Yamagata (2008) Homojenite Testi ile değişkenlerin katsayılarının yatay kesitten yatay kesite değişip değişmediği sınanmıştır. Durağanlık sınaması Smith vd. (2004) Bootstrap ve IPS (2003) Panel Birim Kök testleriyle yapılmıştır. Bu modelde de birinci modelde olduğu gibi tahmin modelinin belirlenmesi için, F Testi uygulanmış, değişen varyans ve otokorelasyon sorununun tespiti için Sabit Etkiler Modeli İçin Değişen Varyans ve Otokorelasyon testi uygulanmıştır. Son olarak paneldeki değişen varyans ve otokorelasyon sorunlarına çözüm üreten White Period yöntemi kullanılarak panel standart hatalarının düzeltilmesi yoluyla tahminleme gerçekleştirilmiştir.

Yapılan analiz sonuçlarına göre; kurulan birinci modelin %1 anlamlılık düzeyinde anlamlı olduğu ve modelin açıklama gücünün ise yaklaşık %31 olduğu belirlenmiştir. Analiz sonucunda, yükseköğretime katılım ile istihdam oranı arasında istatistiksel olarak anlamlı ve pozitif yönlü bir ilişki tespit edilmiştir. Sonuçlara göre; yükseköğretime katılımında meydana gelen bir birimlik artış istihdam oranında yaklaşık 0.11 birimlik bir artışa yol açmaktadır. Bu sonuç neticesinde, yükseköğretime katılımın seçilen ülkeler için 2005-2016 yılları arasında istihdam oranını artırdığı görülsede beklenen ve hedeflenen ölçüde bir artışa sebep olmadığı yargısına varılabilir. Çalışma kapsamında kurulan ikinci modelin ise, %1 anlamlılık düzeyinde anlamlı olduğu ve modelin açıklama gücünün ise yaklaşık %38 olduğu belirlenmiştir. Tahmin sonuçlarına göre, yükseköğretime katılım ile çalışanların gayrisafi yurtiçi hasıladan aldıkları pay arasında istatistiksel olarak anlamlı ve negatif yönlü bir ilişki olduğu gözlenmektedir. Yükseköğretime katılımında meydana gelen bir birimlik artış

çalışanların gayrisafı yurtiçi hasıladan aldıkları payı yaklaşık 0.002 birim azaltmaktadır. Özellikle Türkiye açısından 1980 sonrası dönemde portföy yatırımlarının ve faiz ve kar getirilerinin GSYİH içindeki payının artışı ve çalışanların (Ücretli ve maaşlı) ücretlerinde meydana gelen erime neticesinde çalışanların GSYİH'dan aldıkları pay azalış göstermektedir denilebilmektedir.

Araştırmanın sonucunda elde edilen bulgulara göre, yükseköğretime katılımın istihdam ile olan ilişkisi çok güçlü değildir. Eğitim seviyesindeki artış kimi zaman işsizlik oranlarında da bir artışa neden olmaktadır. Bunun yanı sıra yükseköğretime katılımında yaşanan artışa rağmen, çalışanların GSYİH'dan aldıkları payın düşmesi de aslında emek piyasasının karşı karşıya olduğu sorunların başında gelmektedir. Ülke ekonomilerinin yapısal sorunları ve yükseköğretim sisteminin, çalışma ilişkileri sistemine uygun olmayan yapısı nedeniyle bu durumun ortaya çıktığı düşünülmektedir. Ayrıca zaman içerisinde yükseköğretim kurumlarının sayısında yaşanan artışla beraber yükseköğretim mezunu kişi sayısının artması işgücü arzında bir artışa sebep olmakta, oluşan bu arz fazlası ücretlerde azalmaya sebep olmaktadır. Ücretlerde yaşanan bu azalışın yanında resmi istatistik kurumlarının yayınladığı verilerde de görülebileceği üzere sermayenin milli gelirden aldığı payın artması da çalışanların GSYİH'dan aldıkları payın azalması sonucunu doğurmaktadır. Özetle yükseköğretime katılan kişi sayısında yaşanan artış, eğitim sisteminin emek piyasasının ihtiyaçlarını karşılayacak nitelikte olamayışı yükseköğretimin etkinliğini azaltıcı yönde etkilemektedir. Bu noktadan hareketle, eğitim sisteminin özellikle de mesleki eğitim sisteminin yükseköğretim ile birlikte, emek piyasasının değişen koşulları göz önünde bulundurularak yeniden yapılandırılması gerekmektedir.

Kaynakça

- Abdioğlu, Z. ve Albayrak, N. (2018). Türkiye'de Yükseköğretimin Sektörel Büyüme Etkisi. *Uluslararası İktisadi ve İdari İncelemeler Dergisi*. (Prof. Dr. Harun Terzi Özel Sayısı).127-140.
- Akgül, I. ve Koç, S. Ö. (2011). Türkiye Cumhuriyeti Tarihinde Eğitim ve Büyüme İlişkisi: Eşik Otoregresif Yaklaşım. *Trakya Üniversitesi Sosyal Bilimler Dergisi*. 13(2). 1-36.
- Akıncı, A. (2017). Türkiye'de Eğitim Harcamalarının Ekonomik Büyüme Üzerindeki Etkisi. *Maliye Dergisi*. (173). 387-397.
- Baltagi, B. ve Li, Q. (1991). A Joint Test for Serial Correlation and Random Individual Effects. *Statistics and Probability Letters*. 11. 277-280.
- Beck, N. ve Katz, J. (1995). What To Do (And Not To Do) with Time-Series Cross-Section Data. *American Political Science Review*. 89(3). 634-647.
- Blankenau, W. F., Simpson, N. B. ve Tomljanovich, M. (2007). Public Education Expenditures, Taxation and Growth: Linking Data To Theory. *American Economic Association*. 97(2). 393-397.
- Born, B. ve Breitung, J. (2016). Testing for Serial Correlation in Fixed-Effects Panel Data Models. *Econometric Reviews*. 35(7). 1290-1316.
- Brauns, H., Gangl, M. ve Scherer, S. (1999). Education and Unemployment: Patterns of Labour Market Entry in France, the United Kingdom and West Germany, Mannheim Centre for European Social Research (MZES) University of Mannheim. P.O. Box 103462. D-68131 Mannheim. Germany. [<http://edoc.vifapol.de/opus/volltexte/2014/5101/pdf/wp6.pdf>]. (Erişim: 17 Kasım 2020).
- Breusch, T. ve Pagan, A. (1980). The Lagrange Multiplier Test and Its Applications to Model Specification in Econometrics. *Review of Econometric Studies*. 47(1). 239-253.
- Çoban, O. (2004). Beşeri Sermayenin İktisadi Büyüme Üzerine Etkisi: Türkiye Örneği. *İstanbul Üniversitesi, Siyasal Bilgiler Fakültesi Dergisi*. No. 30. 131-142.
- Erdem, E. ve Tuğcu, C. T. (2012). Higher Education and Unemployment: A Cointegration and Causality Analysis of the Case of Turkey. *European Journal of Education*. 47(2). 299-309.

- Eriçok, R. E. ve Yılandı, V. (2013). Eğitim Harcamaları ve Ekonomik Büyüme İlişkisi: Sınır Testi Yaklaşımı. *Bilgi Ekonomisi ve Yönetimi Dergisi*. 8(1). 87-101.
- Erlat, H. (2015). *Panel Data: A Selective Survey*. Ankara: Department of Economics Middle East Technical University.
- Ford, M. (2018). *Robotların Yükselişi Yapay Zeka ve İşsiz Bir Gelecek Tehlikesi*. (C. Duran, Çev.) İstanbul: Kronik Kitap.
- Gölpek, F. (2011). Yükseköğretimin Getirileri ve Etkinlik Sorunu. *Atatürk Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Dergisi*. 25(3-4). 77-95.
- Gujarati, D. N. (2003). *Basic Econometric: International Edition*. Singapore: McGraw-Hill.
- Honda, Y. (1985). Testing the Error Components Model with Non-Normal Disturbances. *Review of Economic Studies*. (52). 681-690.
- Hunady, J. ve Pısar, P. (2016). Higher Education and Regional Unemployment: Is There any Relation Between Them? Conference Paper. 157-167.
[https://www.researchgate.net/publication/310605337]. (Erişim: 17 Kasım 2020).
- Im, K., Pesaran, H. ve Shin, Y. (2003). Testing for Unit Roots in Heterogeneous Panels. *Journal of Econometrics*. (115). 53-74.
- Karabarbounis, L. ve Neiman, B. (2013). The Global Decline of the Labor Share. National Bureau of Economic Research. No. W19136.
- Karagül, M. (2003). Beşeri Sermayenin Ekonomik Büyümeyle İlişkisi ve Etkin Kullanımı. *Akdeniz Üniversitesi İktisadi İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*. (5). 79-90.
- Karataş, M. ve Çankaya, E. (2010). İktisadi Kalkınma Sürecinde Beşeri Sermayeye İlişkin Bir İnceleme. *M. Akif Ersoy Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü Dergisi*. (3). 29-55.
- Karataş, M. ve Çankaya, E. (2011). Türkiye'de Beşeri Sermaye ve Ekonomik Büyüme İlişkisinin Analizi. *Yönetim ve Ekonomi Dergisi*. 18(1). 105-124.
- Lavrınovıcha, I., Lavrınenko, O. ve Teivans-Treınovskis, J. (2015). Influence of Education on Unemployment Rate and Incomes of Residents. *Procedia-Social and Behavioral Sciences*. (174). 3824 3831.
- Masatçı, H. S. (2005). Türkiye'de Beşeri Sermaye ve İktisadi Büyüme İlişkisi: Ko-Entegrasyon Analizi. *Atatürk Üniversitesi İktisadi İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*. 19(2). 49-58.
- Nunez, I. ve Livanos, I. (2010). Higher Education and Unemployment in Europe: An Analysis of the Academic Subject and National Effects. *Higher Education*. (59). 475-487.
- Özsoy, C. (2009). Türkiye'de Eğitim ve İktisadi Büyüme Arasındaki İlişkinin VAR Modeli ile Analizi. *Bilgi Ekonomisi ve Yönetimi Dergisi*. 4(1). 71-83.
- Özyakışır, D. (2011). Beşeri Sermayenin Ekonomik Kalkınma Sürecindeki Rolü: Teorik Bir Değerlendirme. *Girişimcilik ve Kalkınma Dergisi*. 6(1). 46-71.
- Pesaran, M. H. (2004). General Diagnostic Tests for Cross Section Dependence in Panels. *Cambridge Working Papers in Economics Working Paper*. (435). 3-11.
- Pesaran, H. ve Yamagata, T. (2008). Testing Slope Homogeneity in Large Panels. *Journal of Econometrics*. (142). 50-93.
- Riasat, S., Atif, R. M. ve Zaman, K. (2011). Measuring The Impact of Educational Expenditures on Economic Growth: Evidence from Pakistan. *Educational Research*. 2(13).1839-1846.
- Riddell, W. C. ve Song, X. (2011). The Impact of Education on Unemployment Incidence and Re Employment Success: Evidence from the US Labour Market. *Labour Economics*. 18(4). 453-463.
- Smith, V., Leybourne, S., Kim, T. H. ve Newbold, P. (2004). More Powerful Panel Data Unit Root Tests with an Application to Mean Reversion in Real Exchange Rates. *Journal of Applied Econometrics*. (19). 147-170.
- Şimşek, M. ve Kadılar, C. (2010). Türkiye'de Beşeri Sermaye, İhracat ve Ekonomik Büyüme Arasındaki İlişkinin Nedensellik Analizi. *Cumhuriyet Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Dergisi*. 11(1). 115-140.
- Topaloğlu, E. E. (2018). Bankalarda Finansal Kırılganlığı Etkileyen Faktörlerin Panel Veri Analizi ile Belirlenmesi. *Eskişehir Osmangazi Üniversitesi İktisadi İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*. 13(1). 15-38.

