

**Türkiye’de Kamu Yükseköğretim Harcamaları ve Ekonomik Büyüme:
Bootstrap Toda-Yamamoto Analizi**

**Public Higher Education Expenditures and Economic Growth in Türkiye:
Bootstrap Toda-Yamamoto Analysis**

Yasemin Çiçekçisoy Kaya

Dr. Öğr. Üyesi, İstanbul Medipol Üniversitesi İletişim Fakültesi Gazetecilik Bölümü, İstanbul,
Türkiye,

yasemin.cicekcisoy@medipol.edu.tr, ORCID: 0000-0003-1245-9727

Gönderim Tarihi: 02.06.2024

Kabul Tarihi: 12.06.2025

Yayımlanma Tarihi: 27.06.2025

Nasıl Atıf Yapılır:

Çiçekçisoy Kaya, Yasemin. “Türkiye’de Kamu Yükseköğretim Harcamaları ve Ekonomik Büyüme: Bootstrap Toda-Yamamoto Analizi”. *Eklektik Sosyal Bilimler Dergisi* 3, sy. 1 (Haziran 2025): 30-55.

Türkiye’de Kamu Yükseköğretim Harcamaları ve Ekonomik Büyüme: Bootstrap Toda-Yamamoto Analizi

Yasemin Çiçekçisoy Kaya¹

Özet

Geçmişte olduğu gibi günümüz bilgi ekonomisinde de yükseköğretim, ülkelerin rekabet gücünü belirleyen temel faktörlerden biri olarak öne çıkmaktadır. Teknolojik inovasyon, dijital dönüşüm ve sürdürülebilir kalkınma gibi alanlarda yükseköğretim kurumları gerek nitelikli insan kaynağı yetiştirme gerekse araştırma-geliştirme ve bilimsel bilgi üretme faaliyetleri yoluyla ekonomik büyümenin itici gücünü oluşturmaktadır. Özellikle iklim değişikliği, çevre kirliliği ve kaynak verimliliği gibi çağımızın öncelikli sorunlarına çözüm üretme kapasitesi, büyük ölçüde yükseköğretim düzeyindeki bilimsel araştırma altyapısı ve yetkinliğine dayanmaktadır. Bu çalışma, 1980-2023 dönemine ait veriler kullanılarak Türkiye’de kamu yükseköğretim harcamaları ile ekonomik büyüme arasındaki nedensel ilişkiyi Bootstrap Toda-Yamamoto analizi ile incelemektedir. Elde edilen bulgular, kamu yükseköğretim harcamalarından ekonomik büyümeye doğru tek yönlü güçlü bir nedensellik ilişkisinin varlığını ortaya koymakta; diğer bir deyişle iki değişken arasında tersine bir ilişkinin bulunmaması, ekonomik büyümenin yükseköğretim harcamalarını artırmadığına işaret etmektedir. Tüm bu veriler ışığında, bilgi temelli ekonomiye geçiş sürecinde yükseköğretime yönelik proaktif kamu politikalarının ve stratejik planlamanın kritik rolü öne çıkmaktadır.

Anahtar Kelimeler: Yükseköğretim harcamaları, GSYİH, Bootstrap Toda-Yamamoto, Nedensellik, Türkiye

¹ Dr. Öğr. Üyesi, İstanbul Medipol Üniversitesi İletişim Fakültesi Gazetecilik Bölümü, İstanbul, Türkiye, yasemin.cicekcisoy@medipol.edu.tr, ORCID: 0000-0003-1245-972

Public Higher Education Expenditures and Economic Growth in Türkiye: Bootstrap Toda-Yamamoto Analysis

Abstract

Higher education stands out as one of the fundamental factors determining countries' competitiveness in today's knowledge economy, as it has in the past. In areas such as technological innovation, digital transformation, and sustainable development, higher education institutions serve as a driving force of economic growth by both training qualified human capital and engaging in research, development, and scientific knowledge production. The capacity to generate solutions to some of the most pressing challenges of our time like climate change, environmental pollution, and resource efficiency largely depends on the scientific research infrastructure and competence present at the level of higher education. This study investigates the causal relationship between public higher education expenditures and economic growth in Türkiye using data from the 1980-2023 period, applying the Bootstrap Toda-Yamamoto analysis. The findings reveal a strong unidirectional causality running from public higher education expenditures to economic growth; in other words, the absence of reverse causality indicates that economic growth does not automatically lead to an increase in higher education spending. In light of these results, the critical role of proactive public policies and strategic planning in the transition to a knowledge-based economy becomes particularly evident.

Keywords: Higher education expenditures, GDP, Bootstrap Toda-Yamamoto, Causality, Turkey

Giriş

Eğitimin ve dolayısıyla yükseköğretim ekonomik büyüme ve sürdürülebilir toplumsal kalkınma açısından önemli bir belirleyici olduğu, literatürde sıklıkla dile getirilmektedir. Özellikle içsel büyüme teorileri çerçevesinde, beşerî sermayenin iş gücü verimliliğini artırıcı ve teknolojik yenilikleri yaratıcı etkilerine dikkat çekilmektedir. Bu bağlamda, eğitimin yalnızca bireylere bilgi ve beceri kazandırmakla sınırlı kalmadığı, aynı zamanda iş gücünün uyum yeteneğini geliştirdiği de sıklıkla ileri sürülmektedir.²

2 Linh Doan Tuan Trinh, "The Impact of Education Expenditure on Economic Growth in the Southeast Asia Region", *Knowledge and Performance Management* 9, sy. 1 (2025): 148, [https://doi.org/10.21511/kpm.09\(1\).2025.11](https://doi.org/10.21511/kpm.09(1).2025.11).

Eğitim kendi içerisinde ilköğretim, orta öğretim ve yükseköğretim gibi farklı kategorilere ayrılmaktadır. Farklı eğitim kategorilerinin her birinin, kişilere farklı beceriler kazandırması beklenir. Temel eğitim, temel becerilerin kazandırılması işlevini yerine getirmeye çalışırken, yükseköğretim uzmanlık bilgisi üretimi, araştırma-geliştirme faaliyetleri ve yüksek nitelikli insan kaynağı yetiştirme sorumluluğunu üstlenmektedir. Bu nedenle yükseköğretim ile ekonomik büyüme arasındaki ilişki, ekonomide araştırma konularının merkezinde yer almış; yükseköğretim ile ekonomik kalkınma arasındaki ilişki, uzun yıllardır ekonomide ilgi odağı olmuştur.

İnsana yapılan yatırımın karşılığı olan beşerî sermaye kavramı, farklı eğitim düzeyleri ve ekonomik büyüme arasındaki ilişkiyi açıklamada iki temel yapıya sahiptir. İlk yaklaşım olan içsel etki, Schultz tarafından geliştirilmiş olup eğitimin bireysel üretkenlik ve gelir üzerindeki doğrudan etkisini vurgulamaktadır.³ İkinci yaklaşım ise Lucas tarafından formüle edilen dışsal etki teorisidir. Bu yaklaşım, beşerî sermayenin toplumsal düzeydeki yayılma etkisini ve artan marjinal getiri özelliğini ön plana çıkarmaktadır. Lucas modeli, teknolojik inovasyonun hem bireysel beşerî sermaye hem de toplumsal bilgi stoğu tarafından şekillendirildiğini savunmaktadır.⁴

Schultz, İkinci Dünya Savaşı'nın ardından fiziksel altyapısı hasar görmüş gelişmiş ülkelerin, yeni fiziksel sermayeyi hızla ve etkin biçimde kullanabilme kapasitesi gösterdiklerini; buna karşın en az gelişmiş ülkelerin sınırlı miktarlardaki sermaye kaynaklarını bile verimli şekilde değerlendirmekte zorlandıklarını tespit etmiştir. Bu karşılaştırmalı gözlemler temelinde Schultz, bir ekonominin fiziksel sermayeyi üretken kullanma yeteneğinin, o ülkenin beşerî sermaye birikimi düzeyiyle doğrudan ilişkili olduğu hipotezini geliştirmiştir.⁵

Eğitim kalitesinin GSYİH içindeki eğitim harcamaları oranı ile ölçülmesi yaklaşımını benimseyen Barro ve Sala-i-Martin, eğitim kalitesi ile ekonomik büyüme arasında pozitif bir korelasyon tespit etmiştir. Bu bulgu, beşerî sermaye teorisi çerçevesinde eğitim-büyüme ilişkisini inceleyen çalışmaların bulgularıyla uyum göstermektedir. İçsel büyüme teorisinin öncü çalışmalarından Uzawa, Lucas ve Rebelo; beşerî sermaye

3 T. W. Schultz, "Investment in Human Capital", *The American Economic Review* 51, sy. 1 (1961): 1–17.

4 Robert E. Lucas Jr., "On the Mechanics of Economic Development", *Journal of Monetary Economics* 22, sy. 1 (1988): 3–42.

5 G. Erickson Matundura, "The Impacts of Higher Education on Economic Growth in Kenya: Cointegration Analysis", *International Journal of Social Science and Humanities Research* 5, sy. 4 (2017): 591.

ye birikiminin, uzun dönemli ekonomik büyümenin temel dinamiği olduğunu teorik ve ampirik düzeyde ortaya koymuştur. Bu yaklaşımın aksine yeni büyüme teorisinin diğer bir kolu olan teknoloji temelli modeller, ekonomik kalkınmanın birincil gücünün teknolojik yenilikler ve AR-GE faaliyetleri olduğunu savunmaktadır. Romer, Grossman ve Helpman ile Aghion ve Howitt tarafından geliştirilen bu perspektif, bilgi üretimi ve teknolojik dışsallıkların büyüme sürecindeki belirleyici rolünü vurgulamaktadır.⁶

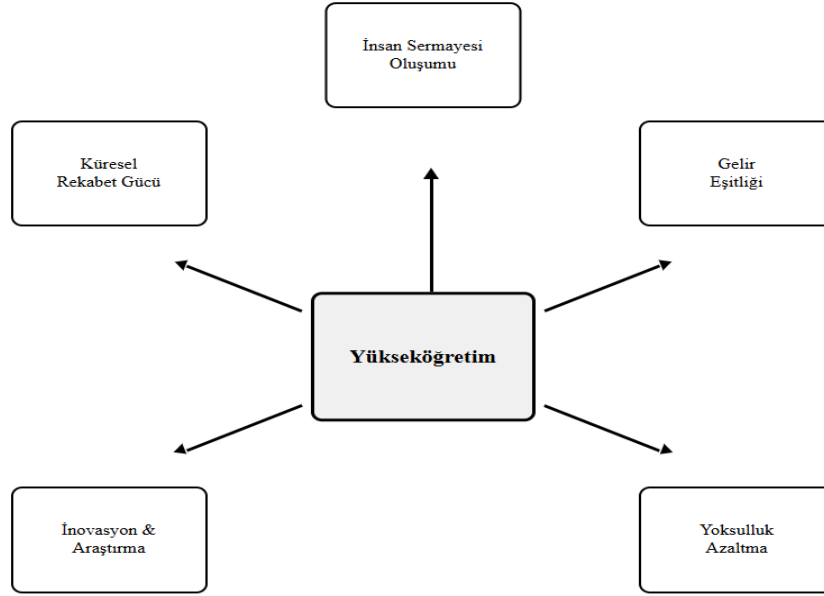
Günümüzde yükseköğretim kurumlarının sosyo-ekonomik çevreleri üzerinde ölçülebilir etki yaratmaları kritik önem taşımaktadır. Bu eğilimin temelini oluşturan üç ana faktör bulunmaktadır: Birincisi, iklim değişikliği ve gıda güvenliği gibi küresel sorunların yüksek nitelikli beşerî sermaye gerektirmesi; ikincisi, gelişmekte olan ekonomilerdeki endüstriyel dönüşümün yükseköğretim talebini artırması; üçüncüsü ise kaynak tahsisindeki yapısal kısıtlardır.⁷

Yükseköğretimin ekonomik kalkınma sürecindeki rolü, çok boyutlu bir etki mekanizması çerçevesinde de değerlendirilebilmektedir. Buna göre, yükseköğretim kurumları bireylere küresel ekonominin gerektirdiği becerileri ve bilgi birikimini kazandırarak nitelikli işgücü oluşumuna doğrudan katkı sağlamaktadır (Şekil 1). Bu süreç, beşerî sermaye birikiminin artırılması yoluyla ekonomik büyümenin temel itici güçlerinden birini oluşturmaktadır.⁸

6 Mabrouka Bouhajeb, Haifa Mefteh ve Rania Ben Ammar, “Higher Education and Economic Growth: The Importance of Innovation”, *Atlantic Review of Economics (ARoEc)* 1, sy. 2 (2018): 59.

7 Agnė Vaiciukevičiūtė, Jelena Stankevičienė ve Nomeda Bratčikovienė, “Higher Education Institutions’ Impact on the Economy”, *Journal of Business Economics and Management* 20, sy. 3 (2019): 508, <https://doi.org/10.3846/jbem.2019.10156>.

8 Renu Verma, Rohini Kumari ve Abhay Pal, “The Role of Higher Education in Economic Development”, *GAP GYAN: A Global Journal of Social Sciences* 7, sy. 2 (Nisan-Haziran 2024): 56



Şekil 1: Yükseköğretimin Ekonomik Gelişime Etkisi

Yükseköğretimin ekonomik kalkınma üzerindeki etkisi; inovasyon kapasitesinin artırılması, beşerî sermaye kalitesinin yükseltilmesi ve işgücü piyasası koordinasyonunun sağlanması olmak üzere üç temel mekanizma üzerinden gerçekleşmektedir. Bu süreç, ülkelerin bilgi tabanlı ekonomiye geçişinde kritik rol oynayarak küresel rekabet güçlerini desteklemekte ancak eğitim yatırımlarının ekonomik getirilerinin ülkeler arası farklılık göstermesi, kurumsal faktörlerin bu ilişkideki belirleyici rolünü ortaya koymaktadır.⁹ Yükseköğretim; bilgi toplumunda araştırma, bilgi ve teknolojik yeniliği artırma faydaları nedeniyle ekonomilerde kalkınma ve büyümenin temel belirleyicisi olarak kabul edilmektedir.

Günümüzde her ülke, yükseköğrenim görmüş nüfus oranını artırmaya çabalamaktadır. Bireylere eğitim fırsatının tanınmaması, ülkenin vergi gelirleri ve ekonomik büyüme potansiyelinden mahrum kalması anlamına gelmektedir. Ancak ekonomik büyüme açısından yalnızca okullaşma oranı değil eğitim yoluyla edinilen bilgi ve beceriler de kritik önem taşımaktadır.¹⁰ Romer, eğitilmiş işgücünün yeni teknolojiler geliştirme ve uygulama kapasitesine sahip olduğunu, bu durumun da ekonomik büyü-

9 Siyi Gu, “The Impact of Higher Education on Economic Growth: A Comparative Analysis of China, Germany, and the United States”, *Proceedings of ICFTBA 2024 Workshop: Finance in the Age of Environmental Risks and Sustainability* içinde, (2024).

10 Renu Verma, Rohini Kumari ve Abhay Pal, “The Role of Higher Education in Economic Development,” *GAP GYAN: A Global Journal of Social Sciences* 7, sy. 2 (Nisan-Haziran 2024): 9.

meyi destekleyeceğini belirtmiştir.

Nitelikli nüfus yaratmayı politika önceliği hâline getiren ülkelerin daha yüksek refah seviyelerine eriştiği görülmektedir.¹¹ Bu çerçevede beşerî sermayenin temel unsuru olan eğitim, sürdürülebilir ekonomik kalkınmanın vazgeçilmez faktörlerinden birini oluşturmaktadır.¹² Lucas, beşerî sermaye birikimini ekonomik gelişmenin başlıca dinamiği olarak nitelendirmiş ve ülkelerarası refah farklılıklarının büyük ölçüde beşerî sermaye seviyelerindeki farklılaşmalardan kaynaklandığını ortaya koymuştur.¹³

Yükseköğretim alanında kamu harcamalarının artırılmasının ekonomik büyümeyi doğrudan destekleyeceği genel kabul görmekte olsa da alternatif bir bakış açısına göre bu ilişkide harcama miktarından ziyade koordinasyon mekanizmaları ve dağılım etkinliği belirleyici faktör olarak öne çıkmaktadır. Bu perspektif, geleneksel yatırım arttıkça büyümenin artacağı kabulünü sorgulamakta ve Gu'nun üç ülke karşılaştırmasından elde edilen bulgular da bu görüşü destekler niteliktedir. Özellikle düşük kamu payına sahip ülkelerin sergilediği yüksek ekonomik etkinlik, konvansiyonel kamu maliyesi yaklaşımlarının yeniden değerlendirilmesi gerektiğini ortaya koymaktadır.¹⁴

Eğitim-büyüme ilişkisi kapsamında yapılan yeni araştırmalar, özellikle yükseköğretimin ekonomik büyüme ve rekabet gücü üzerindeki kritik etkisine odaklanmaktadır. Temel eğitim düzeyleri, basit üretim süreçleri ve teknoloji kullanımı için yeterliyen yükseköğretim; teknolojik inovasyon kapasitesi olan, bilgi tabanlı ekonomiye geçişi destekleyecek yüksek vasıflı işgücü yetiştirmekte ve böylece ekonomik büyümeyi

11 Predner (2016), aktaran Maja Nikšić Radić ve Hana Paleka, “Higher Education Funding and Economic Growth: Empirical Evidence from Croatia”, *Scientific Annals of Economics and Business* 67, sy. 3 (2020): 411.

12 Goode (1959), aktaran Maja Nikšić Radić ve Hana Paleka, “Higher Education Funding and Economic Growth: Empirical Evidence from Croatia”, *Scientific Annals of Economics and Business* 67, sy. 3 (2020): 411;

Shultz (1971), aktaran Maja Nikšić Radić ve Hana Paleka, “Higher Education Funding and Economic Growth: Empirical Evidence from Croatia,” *Scientific Annals of Economics and Business* 67, sy. 3 (2020): 411.

13 Maja Nikšić Radić ve Hana Paleka, “Higher Education Funding and Economic Growth: Empirical Evidence from Croatia”, *Scientific Annals of Economics and Business* 67, sy. 3 (2020): 411.

14 Siyi Gu, “The Impact of Higher Education on Economic Growth: A Comparative Analysis of China, Germany, and the United States”, *Proceedings of ICFTBA 2024 Workshop: Finance in the Age of Environmental Risks and Sustainability* (2024): 105-113, DOI: 10.54254/2754-1169/99/2024OX0191.

güçlendirmektedir.¹⁵

Kamu yükseköğretim harcamalarının ekonomiye olan etkisini inceleyen bu çalışma, toplam beş bölümden oluşmaktadır. Giriş bölümünden sonra ikinci bölümde literatür taraması yapılmakta, mevcut çalışmaların değerlendirmesi sunulmaktadır. Üçüncü bölümde kullanılan veri seti, değişkenlerin tanımları ve ekonometrik metodoloji açıklanmaktadır. Dördüncü bölüm uygulama kısmı olup birim kök testleri ve nedensellik uygulaması gerçekleştirilecektir. Son bölümde ise çalışmadan elde edilen temel bulgular özetlenecektir.

2. Literatür Taraması

Bal ve Yılmaz tarafından 1990-2023 dönemini kapsayan Almanya, Fransa, İspanya, İsveç, İtalya ve Kanada gibi altı büyük ekonomiyi temel alan çalışmada temel eğitim düzeyine yönelik harcamaların ekonomik büyüme üzerinde olumlu etkiler yarattığı, buna karşılık orta ve ileri eğitim düzeylerine yapılan harcamaların uzun vadede ekonomik büyümeyi olumsuz yönde etkileyebileceği sonucuna ulaşılmıştır.¹⁶

Mercan ve Sezer tarafından 1979-2012 dönemine ait yıllık veriler kullanılarak yapılan çalışmada reel gayrisafi yurtiçi hasıla ve eğitime yapılan toplam harcamalar dikkate alınmıştır. Çalışmada Peseran ve diğerleri tarafından geliştirilen sınır testi yaklaşımı kullanılmış, Türk ekonomisinde eğitim harcamaları ile ekonomik büyüme arasında pozitif bir ilişki bulunmuştur.¹⁷

Turan, çalışmasında Türkiye’de 1961-2012 dönemi için reel GSYİH ve yükseköğretim mezun sayısı verileri çalışmada sınır testi yöntemiyle uzun dönemli eş-bütünleşme analizi yapmıştır. Çalışmada, Türkiye’de yükseköğretim ile ekonomik büyüme

15 Paravee Maneejuk ve Woraphon Yamaka, “The Impact of Higher Education on Economic Growth in ASEAN-5 Countries”, *Sustainability* 13, sy. 520 (2021): 1, <https://doi.org/10.3390/su13020520>.

16 Hasan Çebi Bal ve Meryem Yılmaz, “Do Education Expenditures Affect Economic Growth? Testing with Panel Data Analysis Method”, *Ankara Hacı Bayram Veli Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi* 26, sy. 3 (2024): 893–914, <https://doi.org/10.26745/ahbvuibfd.1539155>.

17 Mehmet Mercan and Sevgi Sezer, “The Effect of Education Expenditure on Economic Growth: The Case of Turkey”, *Procedia- Social and Behavioral Sciences* 109 (2014): 925.

arasında uzun dönemli anlamlı bir ilişki tespit edilememiştir.¹⁸

Asteriou ve Agiomirgianakis, 1960-1994 yıllarını kapsayan çalışmalarında Yunanistan için ilköğretim, ortaöğretim ve yükseköğretime kayıt oranları ile kişi başına düşen GSYİH verileri kullanılarak eş-bütünleşme ve nedensellik analizleri yapılmıştır. Sonuçlar, farklı eğitim seviyeleri ile ekonomik büyüme arasında uzun dönemli bir ilişki olduğunu ortaya koyarken, ilköğretim ve ortaöğretimden ekonomik büyümeye doğru bir nedensellik tespit edilmiştir. Yükseköğretim düzeyinde ise ilişkinin ekonomik büyümeden yükseköğretime doğru olduğu görülmüştür. Çalışma, eğitilmiş nüfusun artmasının kalkınmayı hızlandırdığını ancak ekonomik gelişmenin de yükseköğretime olan talebi artırdığını göstermektedir.¹⁹

Pegkas ve Tsamadias, Yunanistan’da erkek ve kadınların yükseköğretime kayıt oranlarının ekonomik büyüme üzerindeki etkisini araştırmışlardır. 1975-2012 yıllarını kapsayan çalışmada cinsiyete göre yükseköğretime kayıt oranları, fiziksel sermaye yatırımları ve ekonomik büyüme arasındaki ilişkiler eşbütünleşme, regresyon ve nedensellik analizleriyle incelenmiştir. Çalışmada uzun dönemde cinsiyete göre yükseköğretim ile ekonomik büyüme arasında uzun dönem ilişkisi olmadığı ancak kısa dönemde, cinsiyete göre yükseköğretimden ekonomik büyümeye doğru tek yönlü bir nedensellik olduğu sonucuna ulaşılmıştır.²⁰

Pegkas ve Tsamadias, 1960-2009 döneminde Yunanistan’da yükseköğretimin ekonomik büyüme üzerindeki etkisini analiz etmişlerdir. Çalışmada yükseköğretime kayıt oranları beşeri sermaye göstergesi olarak ele alınmış ve eş-bütünleşme, hata düzeltme modeli ile nedensellik analizleri uygulanmıştır. Kişi başına düşen üretim bağımlı değişken olarak alındığında, yükseköğretim ve fiziksel sermaye yatırımları arasında uzun dönemli bir eşbütünleşme ilişkisi olduğu ortaya konmuştur.²¹

18 Güngör Turan, “Türkiye’de Yüksek Eğitim ve Ekonomik Büyüme [Higher Education and Economic Growth in Turkey]”, Munich Personal RePEc Archive (MPRA Paper No. 77778, 2016): 1-13, <https://mpra.ub.uni-muenchen.de/77778/>.

19 Dimitrios Asteriou ve George Agiomirgianakis, “Human Capital and Economic Growth: Time Series Evidence from Greece”, *Journal of Policy Modeling* 23, sy. 5 (2001): 481–489.

20 Panagiotis Pegkas ve Constantinos Tsamadias, “Education and Economic Growth in Greece: Evidence from Cointegration and Causality Analysis”, *Journal of Policy Modeling* 39, sy. 6 (2017): 1061–1079.

21 Panagiotis Pegkas and Constantinos Tsamadias, “Does Higher Education Affect Economic Growth? The Case of Greece”, *International Economic Journal* 28, sy. 3 (2014): 428.

Holmes, bağımlı değişken olarak 1966-2006 yılları arasındaki Dünya Bankası veri tabanı kullanılarak gelişmiş ve gelişmekte olan ülkeler için reel kişi başına GSYİH'nın yıllık büyüme oranını bağımlı değişken olarak ele aldığı çalışmasında ilköğretim, ortaöğretim ve yükseköğretim düzeylerindeki brüt okullaşma oranları, fiziksel sermaye ve eğitim kalitesi gibi verileri kullandığı çalışmasında yükseköğretim harcamaları ile ekonomik büyüme arasında doğrusal ve tek yönlü bir ilişki olmadığını; bu ilişkinin zamana ve bağlama göre değişebileceğini sonucuna ulaşmıştır. Çalışmada ulaşılan önemli sonuçlardan bir tanesi de yükseköğretimdeki genişlemenin, OECD ve dünya genelinde büyüme oranları ile istatistiksel olarak anlamlı bir ilişki içerisinde olmasıdır.²²

Ma ve diğerleri, Çin ekonomisine ilişkin yaptıkları çalışmada 2000-2020 dönemine ait panel veri seti kullanarak inovasyon, sürdürülebilirlik ve sosyal ilerleme gibi göstergeleri kapsayan özgün bir kalkınma endeksi oluşturmuşlardır. Çalışmalarında araç değişkenli iki yönlü sabit etkiler panel veri modeli kullanılmıştır. Çalışmada yükseköğretim yatırımlarının kalkınma sonuçlarını anlamlı biçimde iyileştirdiğini sonucuna ulaşılmıştır. Ayrıca yükseköğretim yatırımlarının bölgesel farklılıklar nedeniyle benzer çıktılar üretmediğini ve bu nedenle kalkınma politikalarında bölgesel farklılıkları dikkate alarak yürütülmesi gerektiği sonucuna ulaşılmıştır.²³

Aziz ve diğerleri, Pakistan'a ilişkin 1972-2008 dönemi için zaman serisi verilerini kullanarak yükseköğretimin ekonomik büyüme üzerindeki etkilerini analiz etmişlerdir. Çalışmada hem yükseköğretime kayıt ve harcamaların ekonomik büyüme üzerindeki getirileri incelenmiş hem de bu ilişki, istihdam oranı değişkeniyle birlikte incelenmiştir. Cobb-Douglas üretim fonksiyonu çerçevesinde yapılan çalışma, yükseköğretime kayıt ve harcamaların ekonomik büyüme üzerinde pozitif ve anlamlı etkileri olduğunu ayrıca, yükseköğretim sistemi ve istihdam oranından ekonomik büyümeye doğru nedensel bir ilişki bulunduğu sonucuna ulaşmıştır.²⁴

22 Christopher Holmes, "Has the Expansion of Higher Education Led to Greater Economic Growth?", *National Institute Economic Review* 224, sy. 1 (2013): R29-R47.

23 Lianfeng Ma, Yufei Gan ve Ping Huang, "Higher Education Investment, Human Capital, and High-Quality Economic Development", *Finance Research Letters* 71 (2025): 106419. <https://doi.org/10.1016/j.frl.2024.106419>

24 Bahar Aziz, Bushra Tanveer Khan ve Shaista Aziz, "Impact of Higher Education on Economic Growth of Pakistan", MPRA Paper No. 22912 (University Library of Munich, Germany, 2008), https://mpa.ub.uni-muenchen.de/22912/2/MPRA_paper_22912.pdf.

Turi ve Khan, Pakistan’da 1990-2017 dönemine ait yıllık verileri kullanarak, yükseköğretimin farklı akademik disiplinlerden mezun olanların ekonomik büyüme üzerindeki etkilerini incelemişlerdir. Cobb-Douglas üretim fonksiyonunun kullanıldığı çalışmada bağımlı değişken olarak reel GSYİH, bağımsız değişkenler olarak ise fiziksel sermaye, işgücü, insan sermayesi ve yedi farklı akademik disiplinden mezun olanların sayısı kullanılmıştır. Sonuçlar, insan sermayesinin ekonomik büyüme üzerinde pozitif ve anlamlı bir etkiye sahip olduğunu göstermektedir.²⁵

Maneejuk ve Yamaka, 2000-2018 dönemi için Tayland, Endonezya, Malezya, Singapur ve Filipinler’de farklı eğitim düzeyleri ile beraber özellikle yükseköğretimin ekonomik büyüme üzerindeki doğrusal olmayan etkileri analiz etmişlerdir. Çalışmada eğitimin ekonomik büyüme üzerindeki etkileri; öğrenci başına yapılan kamu yükseköğretim harcaması, ilköğretim, ortaöğretim ve yükseköğretim kayıt oranları, eğitilmiş işgücü ve ileri düzeyde eğitilmiş işsiz oranı gibi çeşitli zaman serisi ve panel verileri kullanılarak değerlendirilmiştir. Çalışmada söz konusu ülkelerde öğrenci başına yapılan kamu yükseköğretim harcamasının ekonomi üzerindeki doğrusal olmayan etkileri doğrulanmıştır ancak bu etkilerin de azalan verimler yasasına göre çalıştığı sonucuna ulaşılmıştır.²⁶

Curs ve diğerleri, 1970-2005 dönemine ilişkin olarak ABD’de kamu yüksek öğretim harcamalarının ekonomik büyüme üzerindeki etkisini incelemişlerdir. Bu analiz için sabit etkiler ve Arellano-Bond dinamik modellerini kullanmışlardır. Çalışma, büyük özel yüksek öğretim sektörlerine sahip eyaletlerde kamu harcamalarının büyümeyi olumsuz etkilediğini gösterirken kamu yüksek öğretiminin baskın olduğu eyaletlerde ise pozitif bir ilişki bulunduğunu sonucuna ulaşmıştır.²⁷

Gao ve diğerleri, 1990-2015 yıllarına ilişkin 187 ülke için yaptıkları çalışmalarında bağımlı değişken olarak geleneksel ve yeşil GDP’yi almışlardır. Bağımsız değişken olarak diğer değişkenlerin yanında yükseköğretim net kayıt oranı değişkeni alınmıştır.

25 Farahnaz Turi ve Muhammad Bakhtiar Khan, “Higher Education and Economic Growth: An Empirical Study of Pakistan”, *Pakistan Journal of Educational Research* 4, sy. 2 (2021), <https://doi.org/10.52337/pjer.v4i2.420>.

26 Paravee Maneejuk and Woraphon Yamaka, “The Impact of Higher Education on Economic Growth in ASEAN-5 Countries”, *Sustainability* 13, sy. 20 (2021): 1320, <https://doi.org/10.3390/su132010520>.

27 Bradley R. Curs, Bidisha Bhandari ve Christa Steiger, “The Roles of Public Higher Education Expenditure and the Privatization of Higher Education on U.S. States’ Economic Growth”, *Journal of Education Finance* 36, sy. 4 (Bahar 2011): 424-41.

Yükseköğrenim ile geliştirilmiş Solow-Swan modelinin kullanıldığı çalışmada, yükseköğretim kayıt oranında meydana gelen %1 artışın, geleneksel GSYİH'yı %0,20, yeşil GDP'yi ise %0,33 oranında arttırdığı sonucuna ulaşılmıştır. Bu çerçevede yükseköğretimin sadece ekonomik büyümeyi artırmakla kalmayıp yeşil ekonominin gelişmesinde önemli olduğu sonucuna ulaşılmıştır.²⁸

Lai ve Yussof, 2000-2015 periyoduna ilişkin olarak 30 yüksek gelirli ülkeye için dinamik panel veri analizi yapmışlardır. Bağımlı değişken olarak kişi başına düşen GSYİH'yı aldıkları çalışmalarında yükseköğretimin, ekonomik büyüme üzerinde istatistiksel olarak anlamlı ve pozitif bir etkiye sahip olduğu sonucuna ulaşmışlardır. Li ve Liu, Çin'in Guangdong eyaleti özelinde 1998-2018 periyoduna ilişkin VAR modeli kullanarak yaptıkları çalışmalarında, ortalama öğrenci sayısı ile ifade edilen yükseköğrenim ile teknolojik yenilik ve bölgesel ekonomi değişkenlerinin birbirlerinin Granger nedeni olduğunu yani aralarında dinamik bir etkileşim mekanizması olduğu sonucuna varmışlardır. Oancea ve diğerleri, 2011 Nüfus ve Konut Sayımı verileri ile 2013 yılına ait kişisel brüt gelir vergisi kayıtlarını kullandıkları çalışmalarında Romanya'da yükseköğretimin getiri oranı, Mincer denklemi kullanılarak analiz edilmiştir. Farklı eğitim seviyelerine göre farklı kukla değişkenler kullanılmıştır. OLS, 2SLS gibi yöntemlerin kullanıldığı çalışmada eğitimin getirisinin, eğitim seviyesine göre değişkenlik gösterdiği, yüksek eğitim alanlarının gelirleri diğerlerine göre anlamlı şekilde daha yüksek olduğu sonucuna ulaşılmıştır.²⁹

Wambua ve Mugendi, 1986-2016 dönemi için Kenya'da yükseköğretim harcamaları ile ekonomik büyüme arasındaki neden-sonuç ilişkisinin incelemişlerdir. Kısa dönemde yükseköğretim harcamalarının tek başına GSYİH'ye neden olmadığı ancak sabit sermaye oluşumu, işgücüne katılım ve enflasyon ile kısa dönemde ortak bir etki yaratabildiği sonucuna ulaşılmıştır. Uzun dönemde ise yükseköğretim harcamalarının ve işgücüne katılım oranının GSYİH üzerinde pozitif ve anlamlı etkisi olduğu sonu-

28 Wei Gao, Xiaoyu Ding, Rui Chen ve Weigang Min, "An Empirical Study of the Role of Higher Education in Building a Green Economy", *Sustainability* 11, sy. 23 (2019): 6823, <https://doi.org/10.3390/su11236823>.

29 Wei Shan Lai ve Ishak Yussof, "Impact of Higher Education on Income and Economic Growth: A Cross Country Evidence", *Jurnal Ekonomi Malaysia* 52, sy. 2 (2018): 189-98, <https://doi.org/10.17576/JEM-2018-5202-15>.

cuna varılmıştır.³⁰

Mrad ve diğerleri tarafından 2000-2022 dönemi için Katar'a ilişkin yapılan çalışmada yükseköğretimin ekonomik büyüme üzerindeki etkisi çoklu doğrusal regresyon modeli ile incelenmiştir. Çalışmada mezunların istihdam oranı ve işgücü becerilerinin ekonomik büyümeyi pozitif yönde etkilediği sonucuna ulaşılmıştır.³¹

3. Veri Seti ve Yöntem

Çalışmada Türkiye için 1980-2024 dönemini kapsayan yıllık veriler kullanılmıştır. Analiz kapsamında iki temel değişken yer almaktadır: reel GSYİH ve kamu yükseköğretim harcamaları. Reel GSYİH verileri, Dünya Bankası veri tabanından 2015 sabit fiyatları ile ABD doları cinsinden elde edilmiştir. Kamu yükseköğretim harcamaları ise iki farklı dönem için farklı kaynaklardan derlenmiştir. 1987-2024 dönemi için Millî Eğitim Bakanlığı yıllıklarından yararlanılırken, 1980-1986 dönemi için Maliye Bakanlığı ve TÜİK tarafından yayınlanan geçmiş dönem verileri kullanılmıştır.

Kamu yükseköğretim harcamalarının GSYİH içindeki payının hesaplanmasında iki aşamalı bir metodoloji benimsenmiştir. İlk aşamada, TL cinsinden kamu yükseköğretim harcamaları TL cinsinden GSYİH'ye bölünerek yükseköğretim harcamalarının GSYİH içindeki oransal payı tespit edilmiştir. İkinci aşamada, bu oran Dünya Bankası tarafından yayınlanan 2015 sabit fiyatlı GSYİH serisi ile çarpılarak kamu yükseköğretim harcamaları ABD doları cinsinden ifade edilmiştir. Bu yaklaşım, farklı dönemlerdeki fiyat değişimlerini elimine ederek değişkenler arası karşılaştırılabilirliği sağlamaktadır.

30 Wambua, L. N. ve C. Mugendi. "Higher Education Expenditure and Economic Growth in Kenya", *The Strategic Journal of Business & Change Management* 6, sy. 3 (July 12, 2019): 112-131, www.strategicjournals.com.

31 Jihan Abdallah Mrad, Nadine Mohammad Fayad ve Hassan Zeineh, "Analyzing the Impact of Higher Education on Economic Growth in Qatar", *Edelweiss Applied Science and Technology* 9, sy. 1 (2025): 546, <https://doi.org/10.55214/25768484.v9i1.4182>.

Tablo 1: Analizde Kullanılan Değişkenler

Kısaltmalar	Değişkenler	Dönem	Kaynaklar
BÜYÜME	GSYİH Büyüme Oranı	1980-2024	WB Veri Tabanı
LKYOH	Kamu Yükseköğretim Harcamaları	1980-2024	TÜİK, MEB

Not: Değişkenlerin LN'nin alınmış hâlleri işlemlerde kullanılmıştır.

Zaman serisi ekonometrisinin fundamental yapı taşlarından olan durağanlık ve birim kök kavramları, stokastik süreçlerin asimptotik davranışlarını ve makroekonomik değişkenlerin uzun dönem dinamiklerini anlamamızda kritik rol oynamaktadır. Granger ve Newbold tarafından ortaya konulan sahte regresyon problemi ve Nelson ve Plosser'in makroekonomik zaman serilerinin çoğunluğunun birim köke sahip olduğu yönündeki bulgularından bu yana, durağanlık testleri ekonometrik modellemenin vazgeçilmez unsurları hâline gelmiştir. Bu kavramların teorik temelleri, Wiener süreçleri ve Brownian motion teorisine dayanan stokastik kalkülüs çerçevesinde geliştirilmiş olup, entegrasyon derecelerinin belirlenmesi ve koentegrasyon ilişkilerinin araştırılması açısından fundamental önem taşımaktadır.³²

Bir stokastik sürecin zayıf durağanlık koşullarını sağlaması için beklenen değerin zamandan bağımsız olması ($E(Y_t) = \mu$), varyansın sabit kalması ($Var(Y_t) = \sigma^2$) ve kovaryansın yalnızca gecikme uzunluğuna bağlı olması ($Cov(Y_t, Y_{t+k}) = \gamma_k$) gerekmektedir. Birim kök varlığında, $Y_t = \rho Y_{t-1} + \varepsilon_t$ otoregresif modelinde $\rho = 1$ koşulu sağlandığında süreç rastsal yürüyüş özelliği sergilemekte ve varyans $Var(Y_t) = t\sigma^2$ şeklinde zamanla doğrusal olarak artmaktadır. Bu durum, zaman serilerinin durağan olmayan yapıda olduğunun temel göstergesidir. Bir seri d kez fark alındığında durağan hâle geliyorsa $I(d)$ olarak tanımlanır. Durağanlaştırma sürecinde kullanılan birinci fark operatörü $\Delta Y_t = Y_t - Y_{t-1}$ şeklinde formüle edilmekte olup, bu işlem serinin deterministik ve stokastik trendlerden arındırılmasını sağlamaktadır.³³

32 James D. Hamilton, *Time Series Analysis* (Princeton: Princeton University Press, 1994), 45-78.

33 Walter Enders, *Applied Econometric Time Series*, 4. baskı (New York: John Wiley & Sons, 2014), 206-245.

Dickey-Fuller (DF)³⁴ testi, zaman serilerinde birim kök varlığını test etmek için geliştirilen temel metodolojik yaklaşımdır. Orijinal DF testinin otokorelasyon problemini çözmek amacıyla Said ve Dickey³⁵ tarafından geliştirilen Augmented Dickey-Fuller (ADF) testi, denkleme gecikme terimleri ekleyerek daha robust sonuçlar üretmekte ve ekonometrik uygulamalarda yaygın kullanım alanı bulmaktadır.

Dickey-Fuller test Denklemleri,

$$x_t = \beta_1 x_{t-1} + \varepsilon_t, \quad t = 1, \dots, T$$

şeklindedir. Burada β_1 otoregresif parametredir ve test hipotezleri $H_0: \beta_1 = 1$ (birim kök var) $H_0: \beta_1 < 1$ (durağan) şeklindedir. Test istatistiği $\hat{\tau} = (\beta_1 - 1) / se(\hat{\beta}_1)$ olarak hesaplanır.

Augmented Dickey-Fuller testinin ise test denklemleri

$$\Delta x_t = \alpha + \delta t + \beta_1 x_{t-1} + \gamma z_t + \sum_{i=1}^p \lambda \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t$$

şeklindedir. ADF testinde α kritik parametre olup, $H_0: \alpha = 0$ (birim kök) ve $H_1: \alpha < 0$ (durağan) hipotezleri test edilir. Test istatistiği $\hat{t} = \hat{\alpha} / se(\hat{\alpha})$ şeklinde hesaplanır. Gecikmeli terimler ise otokorelasyonu çözer.

$$x_t = \beta_1 x_{t-1} + \varepsilon_t, \quad t = 1, \dots, T$$

Phillips-Perron³⁶ testi, Dickey-Fuller testlerinin temel sınırlarını aşmak amacıyla Phillips ve Perron tarafından geliştirilen nonparametrik bir birim kök test metodolojisidir. ADF testinin aksine, PP testi hata terimlerindeki değişen varyansı ve serisel korelasyonu parametrik gecikme terimleri eklemek yerine, Newey-West tip kernel tahminleri kullanarak düzeltmekte ve böylece daha esnek bir yaklaşım sunmaktadır. Phillips-Perron birim kök testinde H_0 hipotezi birim kök olduğunu söylerken, H_1 hi-

34 David A. Dickey ve Wayne A. Fuller, “Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root”, *Journal of the American Statistical Association* 74, sy. 366 (1979): 427-431

35 Said E. Said ve David A. Dickey, “Testing for Unit Roots in Autoregressive-Moving Average Models of Unknown Order”, *Biometrika* 71, sy. 3 (1984): 599-607.

36 Peter C.B. Phillips ve Pierre Perron, “Testing for a Unit Root in Time Series Regression”, *Biometrika* 75, sy. 2 (1988): 335-346.

potezi birim kök olmadığını ifade etmektedir. Hata terimlerinin uzun dönem varyansı ve kısa dönem varyansı iken test istatistiği aşağıda gösterildiği gibidir:

$$Z_{\beta} = (\hat{\beta}_T - 1) - \frac{1}{2} \frac{T^2 S_{\beta}^2}{S_{\beta}^2} (S_{LT}^2 - S_T^2)$$

$$Z_T = \left(\frac{S_T}{S_{LT}} \right) T_{DF} - \frac{1}{2} (S_{LT}^2 - S_T^2) \left(\frac{1}{S_{LT}} \frac{TS_{\beta}}{S_T} \right)$$

Toda Yamamoto Nedensellik Testi

Granger nedensellik testi, bir zaman serisinin geçmiş değerlerinin başka bir serinin mevcut değerlerini anlamlı şekilde öngörüp öngöremediğini test eder. Klasik Granger testi, serilerin durağan (I (0)) olmasını veya eş-bütünleşikse VECM (vektör hata düzeltme modeli) ile analiz edilmesini gerektirir. Temel varsayımları ise; “seriler durağan veya aynı dereceden bütünleşik olmalı”, “model spesifikasyonu doğru olmalı”, “hatalar white noise olmalı” şeklindedir. Wald Testi (Toda–Yamamoto yaklaşımıyla), bir veya birden fazla parametrenin (örneğin gecikmeli katsayıların) sıfır olup olmadığını test eden genel bir istatistiksel testtir. Toda–Yamamoto yaklaşımında, Granger nedensellik testinin durağanlık ve eş-bütünleşme varsayımı ortadan kaldırılır. Bunun yerine, serilerin maksimum bütünleşme derecesi kadar fazla gecikme eklenir ve seviyede VAR modeli kurulur. Bu çerçevede serilerin bütünleşme derecesi farklı olabilir, model seviyede tahmin edilir ve fazladan gecikmeler, yanlış model spesifikasyonunu önler. Granger testi serilerin durağan olmasını isterken, Toda–Yamamoto (Wald testi) istemez, Granger’da eşbütünleşme varsa VECM gerekir, Wald’da ise gerekmez ve Wald testi, parametre kısıtlarını asimptotik olarak test eder

Bootstrap uygulandığında, Wald testinin teorik (asimptotik) ki-kare dağılımı yerine, bootstrap ile elde edilen ampirik dağılım kullanılır. Böylece küçük örneklem sapmaları ve modelin olası ihlalleri daha iyi kontrol edilir. Bootstrap’li Wald testinde temel fark klasik Wald’da

$$W = (R\hat{\beta})^T \left[R\hat{\Sigma}R^T \right]^{-1} (R\hat{\beta}) \quad \text{ve}$$

p – değeri: $P(\chi_q^2 \succ W)$ şeklindedir.

Bootstarp’li Wald’da ise orjinal veriyle W_{obs} hesaplanır B kez bootstarp örnekleme yapılır. Her bir bootstarp örneğinde Wald istatistiği hesaplanır. Bootstarp p değeri

$$p^* = \frac{1}{B} \sum_{b=1}^B I(W^{*(b)} \geq W_{obs})$$

Şeklindedir. Burada $I(\cdot)$ gösterge fonksiyondur.

Toda-Yamamoto yaklaşımında nedensellik testi için öncelikle maksimum bütünleşme derecesi

$$d_{\max} = \max(\{d(y_1), \dots, d(y_1)\})$$

saptanır. Sonrasında AIC, SIC veya HQIC gibi bilgi kriterlerine bağlı olarak optimal gecikme sayısı belirlenir. Düzeyde genişletilmiş

$VAR(k + d_{\max})$ modeli tahmin edilir:

$$y_t = \sum_{i=1}^{k+d_{\max}} A_i y_{t-i} + \varepsilon_t \quad \varepsilon_t \sim iid(0, \Sigma). \text{ Burada } y_t = (y_{1t}, \dots, y_{mt})^T \text{ şeklindedir.}$$

Nedensellik hipotezleri iki değişkenli olarak aşağıdaki gibidir:

$$Y_t = \alpha_1 + \sum_{i=1}^{k+d_{\max}} \beta_{1i} Y_{t-i} + \sum_{i=1}^{k+d_{\max}} \gamma_{1i} X_{t-i} + \varepsilon_{1t},$$

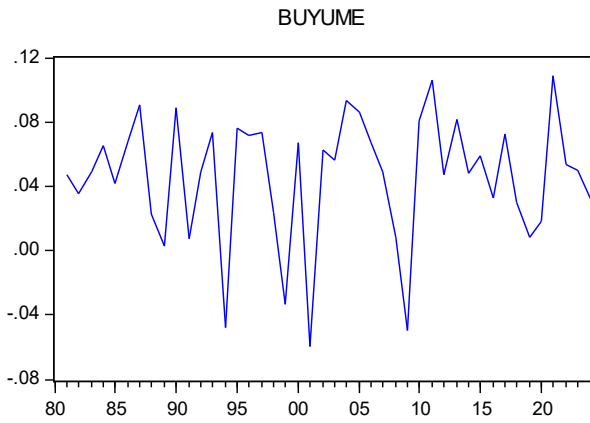
$$Y_t = \alpha_2 + \sum_{i=1}^{k+d_{\max}} \beta_{2i} Y_{t-i} + \sum_{i=1}^{k+d_{\max}} \gamma_{2i} X_{t-i} + \varepsilon_{2t},$$

Tablo 2’de BÜYÜME ve LKYOH değişkenlerinin tanımlayıcı istatistikleri yer almaktadır. Türkiye ekonomisinin 1980-2024 dönemindeki performansını yansıtan BÜYÜME serisinin ortalama %4,57’lik değeri, uzun dönemli büyüme potansiyelini gösterirken, -0,966 çarpıklık katsayısı ve 3,64 basıklık değeri ekonomik krizlerin büyüme üzerinde yarattığı asimetrik ve keskin etkileri ortaya koymaktadır. LKYOH serisinin ise 21,79 ortalama değeri etrafında -0,402 hafif çarpıklık ve 2,02 basıklık ile görece istikrarlı bir seyir izlemesi, kamu yükseköğretim harcamalarının sistematik ve öngörülebilir politika araçları olduğunu göstermektedir.

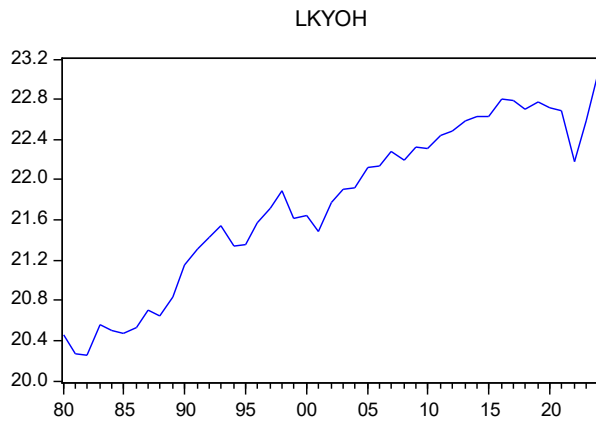
Tablo 2: Tanımlayıcı İstatistikler

	BÜYÜME	LKYOH
Ortalama	0,045717	21,79198
Medyan	0,049528	21,89414
Maksimum	0,108312	23,11049
Minimum	-0,05922	20,25403
Standart Sapma	0,039708	0,810463
Çarpıklık	-0,965715	-0,401887
Basıklık	3,63963	2,02134

Şekil 2’de BÜYÜME değişkeninin, Şekil 3’te LKYOH değişkeninin 1980-2024 dönemindeki gelişmeleri yer almaktadır.



Şekil 2: BÜYÜME Serisi



Şekil 3: LKYOH Serisi

BÜYÜME değişkeni -0,059 ile 0,103 aralığında değişkenlik göstermekte olup, dönem genelinde %4,7 ortalama büyüme performansı sergilemektedir. Serinin negatif çarpıklık özelliği, büyüme oranlarının ortalama değerin üzerinde yoğunlaştığını ve ekonominin genellikle pozitif büyüme eğiliminde bulunduğunu göstermektedir. LKYOH değişkeni 20,25-23,11 değer aralığında seyretmekte ve 21,79 ortalama seviyesine sahiptir. Her iki serinin de normal dağılım özelliklerine yakın istatistiksel karakteristikler sergilemesi, analizlerde parametrik testlerin kullanılabilirliğini desteklemektedir.

Görseller BÜYÜME serisinin 1980-2024 döneminde yüksek volatilité özelliği gösterdiğini ortaya koymaktadır. Seri, Türkiye ekonomisinin karşılaştığı yapısal şokların etkilerini belirgin şekilde yansıtmakta; 1994 finansal krizi, 2001 bankacılık krizi ve

2009 küresel finansal krizinde büyüme oranlarının negatif değerlere düşerek ekonomik daralma dönemlerini işaret ettiği açıkça gözlenmektedir. Bu kriz dönemlerini takip eden toparlanma süreçlerinde ise büyüme oranlarının hızla pozitif bölgeye çıkması, Türkiye ekonomisinin dinamik yapısını ve esneklik kapasitesini göstermektedir. Serinin zaman boyutundaki seyri, makroekonomik istikrarsızlık dönemleri ile konjonktürel toparlanma aşamalarının döngüsel karakterini net biçimde ortaya koymaktadır.

Değişkenlerin entegrasyon durağanlık tespiti için ADF ve PP birim kök testleri kullanılmıştır. Test sonuçları sabitli ve sabitli-trendli model formları için hesaplanmış, gecikme uzunluğu seçiminde SIC kriteri benimsenmiştir. Tablo 2, BÜYÜME ve LKYOY serilerine ait birim kök test istatistiklerini ve karar sonuçlarını göstermektedir.

Tablo 2: Düzey Değerlerde Birim Kök Testleri

Değişken	Test	Model	Test İstatistiği	Kritik Değerler			P-Değeri	Karar
				%1	%5	%10		
BÜYÜME	ADF	Sabitli	-6,970670***	-3,592462	-2,931404	-2,603944	0,0000	Durağan
		Sabitli + Trend	-6,896649***	-4,186481	-3,518090	-3,189732	0,0000	Durağan
	PP	Sabitli	-7,912120***	-3,592462	-2,931404	-2,603944	0,0000	Durağan
		Sabitli + Trend	-7,853679***	-4,186481	-3,518090	-3,189732	0,0000	Durağan
LKYOY	ADF	Sabitli	-0,659759	-3,588509	-2,929734	-2,603064	0,8462	Birim Köklü
		Sabitli + Trend	-2,851469	-4,180911	-3,515523	-3,188259	0,1877	Birim Köklü
	PP	Sabitli	-0,165328	-3,588509	-2,929734	-2,603064	0,9352	Birim Köklü
		Sabitli + Trend	-2,936371	-4,180911	-3,515523	-3,188259	0,1616	Birim Köklü

Notlar: *** %1 düzeyinde anlamlı, ** %5 düzeyinde anlamlı, * %10 düzeyinde anlamlı. BÜYÜME: GSYİH büyüme oranı ($\Delta \log(\text{GSYİH}) \times 100$). LKYOY: Logaritmik kamu yükseköğretim harcamaları. Optimal gecikme uzunluğu SIC ile belirlenmiştir.

BÜYÜME serisine uygulanan Augmented Dickey-Fuller³⁷ ve Phillips-Perron³⁸ birim kök testleri sonucunda serinin %1 anlamlılık düzeyinde durağan I (0) olduğu bulunmuştur. ADF testi sonuçlarında sabitli model için -6,970670, sabitli+trendli model

37 David A. Dickey ve Wayne A. Fuller, “Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root”, 427-431.

38 Peter C.B. Phillips ve Pierre Perron, “Testing for a Unit Root in Time Series Regression”, 335-346.

için -6,896649 test istatistikleri hesaplanmış olup, her iki değer de %1 anlamlılık düzeyindeki kritik değerleri (-3,592462 ve -4,186481) aşmaktadır ($p=0,000$). Phillips-Perron testi de tutarlı sonuçlar sunarak sabitli model için -7,912120, sabitli+trendli model için -7,853679 test istatistikleri ile BÜYÜME serisinin düzeyde durağan olduğunu net bir şekilde ortaya koymaktadır.

Tablo 3: Birinci Fark İçin Birim Kök Test Sonuçları

Değişken	Test	Model	Test İstatistiği	Kritik Değerler			P-Değeri	Karar
				%1	%5	%10		
$\Delta(LKYOH)$	ADF	Sabitli	-6,286994***	-3,592462	-2,931404	-2,603944	0,0000	Durağan
		Sabitli + Trend	-6,219029***	-4,186481	-3,518090	-3,189732	0,0000	Durağan
	PP	Sabitli	-7,232640***	-3,592462	-2,931404	-2,603944	0,0000	Durağan
		Sabitli + Trend	-8,099456***	-4,186481	-3,518090	-3,189732	0,0000	Durağan

Notlar: *** %1 düzeyinde anlamlı, ** %5 düzeyinde anlamlı, * %10 düzeyinde anlamlı. Δ : Birinci fark operatörü. Optimal gecikme uzunluğu SIC ile belirlenmiştir.

LKYOH serisi için yapılan testler sonucunda ise serinin düzey değerlerinde birim köklü olduğunu ancak birinci farkı alındığında ise durağanlaştığını yani I (1) olduğu bulunmuştur. Düzey değerlerinde ADF testi -0,659759 (sabitli) ve -2,851469 (sabitli+trendli) test istatistikleri vermekte olup, bu değerler hiçbir geleneksel anlamlılık düzeyinde (%1, %5, %10) kritik değerleri aşmamaktadır ($p>0,10$). Phillips-Perron testi de tutarlı sonuçlar sunarak -0,165528 (sabitli) ve -2,936171 (sabitli+trendli) test istatistikleri ile düzey değerlerinde birim kök varlığını güçlü bir şekilde desteklemektedir. Birinci fark serisinde [$\Delta(LKYOH)$] ise bir değişim gözlemlenmektedir. ADF testi -6,286904 (sabitli) ve -6,219029 (sabitli+trendli), Phillips-Perron testi -7,232640 (sabitli) ve -8,099456 (sabitli+trendli) test istatistikleri ile %1 düzeyinde güçlü durağanlık kanıtı sunmaktadır ($p=0,000$). Bu bulgular, logaritmik kamu yükseköğretim harcamalarının bir kez farkı alındığında durağan hale geldiğini ve I(1) süreç izlediğini doğrulamaktadır. LKYOH serisinin I(1) karakteristiği, kamu yükseköğretim harcamalarının trend davranış sergilediğini ve politika değişikliklerinin kalıcı etkiler yaratabildiğini ekonometrik olarak desteklemektedir.

Türkiye ekonomisi için 1980-2024 dönemini kapsayan 40 gözlemlili veri setinde, BÜYÜME ve LKYOH değişkenleri arasındaki dinamik ilişkilerin modellenmesi amacıyla VAR gecikme uzunluğu seçim kriterleri uygulanmıştır. Tablo 4'te görüleceği üzere Schwartz Bilgi Kriteri (SC) -3,786355 değeri ile 1 gecikme uzunluğunu opti-

mal olarak işaret ederken, Hannah-Quinn kriteri 2 gecikme, AIC kriteri ise 4 gecikme önermektedir. Küçük örneklem boyutu ($T=40$) göz önünde bulundurulduğunda, SC kriterinin parsimoni prensibi doğrultusunda $p=1$ seçimi metodolojik olarak en uygun tercih olarak benimsenmiştir. Bu seçim hem parametre verimliliğini optimize etmekte hem de serbestlik derecesi kaybını minimize etmektedir.

Tablo4: VAR Gecikme Uzunluğu Seçim Kriterleri Sonuçları

Gecikme	Log-Likelihood	LR Test	FPE	AIC	SC	HQ
0	28,65795	-	0,000904	-1,332898	-1,248454	-1,302365
1	86,39374	106,8112	6,16e-05*	-4,019687*	-3,766355*	-3,928090*
2	87,00288	1,065997	7,31e-05	-3,850144	-3,427924	-3,697483
3	90,45388	5,834151	7,55e-05	-3,822694	-3,231586	-3,608968
4	97,59176	11,06371*	6,51e-05	-3,979588	-3,219592	-3,704798

VAR sistem kararlılık testi, karakteristik polinomun köklerinin birim çember içerisindeki konumlarının incelenmesi yoluyla gerçekleştirilmiştir. Analiz, 1980-2024 dönemini kapsayan BÜYÜME ve LKYOH endojen değişkenleri ile sabit terim (C) egzogen değişkeni kullanılarak VAR (1) modeli üzerinde yapılmıştır.

Tablo 5: VAR Sistem Kararlılık Koşulu

Karakteristik Kök	Modül
0,965913	0,965913
-0,086223	0,086223

VAR (1) modelinin karakteristik polinomunun kökleri incelendiğinde, sistemin kararlılık koşulunu sağlandığı görülmektedir. İlk karakteristik kök 0,965913 değeri ile 1'e oldukça yakın ancak birim çemberin içerisinde yer almaktadır. İkinci karakteristik kök -0,086223 değeri ile sifıra yakın bir büyüklük sergilemektedir. Her iki kökün de mutlak değerlerinin 1'den küçük olması ($|\lambda_1| = 0,965913 < 1$ ve $|\lambda_2| = 0,086223 < 1$), sistemin asimptotik kararlılığını sağlamaktadır.

Sonuç olarak, VAR (1) modelinin kararlılık koşulunu sağlaması, bu çalışmada kullanılan metodolojik yaklaşımın ekonometrik geçerliliğini desteklemekte ve sonraki analizlerin (Toda-Yamamoto nedensellik testi) güvenilir sonuçlar üretebileceğini garanti etmektedir. Sistemin kararlı yapısı, BÜYÜME ve LKYOH değişkenleri arasın-

daki dinamik ilişkilerin robust bir şekilde analiz edilebileceğini teorik olarak desteklemektedir.

Toda-Yamamoto (1995) nedensellik prosedürünün uygulanması için iki temel parametre belirlenmesi gerekmektedir: VAR modelinde optimal gecikme uzunluğu (p) ve serilerin maksimum durağanlık derecesi (dmax). Bu çalışmada gerçekleştirilen kapsamlı analizler sonucunda $p=1$ ve $d_{\max}=1$ parametreleri tespit edilerek, Toda-Yamamoto modeli için $k = p + d_{\max} = 1 + 1 = 2$ gecikme uzunluğu belirlenmiştir.

Tablo 6: Bootstrap Toda-Yamamoto Nedensellik Test Sonuçları

Nedensellik Hipotezi	Wald İstatistiği	Olasılık Değerleri	
		Asimptotik p-değeri	Bootstrap p-değeri
$LKYOH \Rightarrow BÜYÜME$	41,472	0,000***	0,013**
$BÜYÜME \Rightarrow LKYOH$	5,757	0,835	0,820

Notlar: H_0 hipotezi “X değişkeni Y değişkeninin Granger nedeni değildir” şeklinde kurulmuştur. MWALD test istatistiği bootstrap kritik değerlerinden büyük olduğunda sıfır hipotezi reddedilir. BÜYÜME: GSYİH büyüme hızı ($\Delta \log(GSYİH) \times 100$). LKYOH: Kamu yükseköğretim harcamaları (logaritmik). Bootstrap simülasyonu 1000 replikasyonla gerçekleştirilmiş olup kritik değerler %1, %5 ve %10 anlamlılık düzeyleri için hesaplanmıştır

Bootstrap Toda-Yamamoto nedensellik testi sonuçları, 44 gözlem ve 1.000 bootstrap replikasyonu kullanılarak gerçekleştirilen analizde Türkiye ekonomisinde kamu yükseköğretim harcamaları ile ekonomik büyüme arasındaki dinamik ilişki hakkında istatistiksel olarak güçlü bulgular sunmaktadır. VAR modelinde optimal gecikme uzunluğu SBC kriteri ile $p=1$ olarak belirlenmiş, maksimum durağanlık derecesi $d_{\max}=1$ eklenerek final gecikme sayısı $k=2$ olarak hesaplanmıştır. Test sonuçlarına göre kamu yükseköğretim harcamalarından GSYİH büyüme hızına doğru istatistiksel olarak güçlü ve tutarlı bir nedensellik ilişkisi tespit edilmiştir. İlk hipotez ($LKYOH \Rightarrow BÜYÜME$) için hesaplanan Wald test istatistiği 41,472 olarak bulunmuştur. Bootstrap p-değeri 0,013 ile %5 anlamlılık düzeyinde sıfır hipotezi kesin bir şekilde reddedilmektedir. Bu bulgu, kamu yükseköğretim harcamalarının ekonomik büyümenin Granger nedeni olmadığı yönündeki sıfır hipotezinin reddedildiğini ve nedensellik ilişkisinin robust olduğunu göstermektedir. Dolayısıyla kamu yükseköğretim harcamaları, ekonomik büyüme üzerinde istatistiksel olarak anlamlı ve ekonomik olarak önemli bir öncül etkiye sahiptir. Tersine nedensellik hipotezi ($BÜYÜME \Rightarrow LKYOH$) açısından ise tamamen farklı bir tablo ortaya çıkmaktadır. Wald test istatistiği 5,757

olarak hesaplanmıştır. Bootstrap p-değeri 0,820 ve asimptotik p-değeri 0,835 ile her iki test de tutarlı sonuçlar vermekte ve hiçbir anlamlılık düzeyinde (%1, %5, %10) sıfır hipotezi reddedilememektedir. Bu durum, ekonomik büyümeden kamu yükseköğretim harcamalarına doğru istatistiksel olarak anlamlı bir nedensellik ilişkisinin bulunmadığına işaret etmektedir.

Sonuç

Bu çalışma, Türkiye’de kamu yükseköğretim harcamalarından ekonomik büyümeye doğru tek yönlü nedensellik ilişkisinin varlığını Bootstrap Toda-Yamamoto analizi ile ampirik olarak doğrulamıştır. 1980-2024 dönemini kapsayan bulgular, yükseköğretim yatırımlarının uzun dönemli ekonomik performansı desteklediğini ve içsel büyüme teorilerinin temel varsayımlarını destekler nitelikte olduğunu ortaya koymaktadır. Bu sonuç, bilgi ekonomisinde teknolojik inovasyon ve sürdürülebilir kalkınma için yükseköğretimin kritik rolünü vurgulamaktadır.

Tersine nedensellik ilişkisinin bulunmaması, ekonomik büyümenin otomatik olarak yükseköğretim harcamalarını artırmadığını göstermektedir. Bu durum, Türkiye’nin küresel rekabet ortamında bilgi tabanlı ekonomiye geçiş sürecinde yükseköğretime yönelik proaktif kamu politikalarının stratejik önemini ortaya koymaktadır. Dolayısıyla, uzun dönemli büyüme stratejilerinde yükseköğretim alanındaki kamu yatırımlarının öncelikli politika aracı olarak konumlandırılması gerekmektedir.

Kaynakça

Abdallah Mrad, Jihan, Nadine Mohammad Fayad ve Hassan Zeineh. “Analyzing the Impact of Higher Education on Economic Growth in Qatar”. *Edelweiss Applied Science and Technology* 9, sy. 1 (2025): 543-550. <https://doi.org/10.55214/25768484.v9i1.4182>.

Asteriou, Dimitrios ve George Agiomirgianakis. “Human Capital and Economic Growth: Time Series Evidence from Greece”. *Journal of Policy Modeling* 23, sy. 5 (2001): 481-489.

Aziz, Bahar, Bushra Tanveer Khan ve Shaista Aziz. “Impact of Higher Education on Economic Growth of Pakistan”. MPRA Paper No. 22912. University Library of Munich, Germany, 2008. https://mpra.ub.uni-muenchen.de/22912/2/MPRA_paper_22912.pdf.

Bal, Hasan Çebi ve Meryem Yılmaz. “Do Education Expenditures Affect Economic Growth? Testing With Panel Data Analysis Method”. *Ankara Hacı Bayram Veli Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi* 26, sy. 3 (2024): 893-914. <https://doi.org/10.26745/ahbvuibfd.1539155>.

Bouhajib, Mabrouka, Haifa Mefteh ve Rania Ben Ammar. “Higher Education and Economic Growth: The Importance of Innovation”. *Atlantic Review of Economics (ARoEc)* 1, sy. 2 (2018): 50-69.

Curs, Bradley R., Bidisha Bhandari ve Christa Steiger. “The Roles of Public Higher Education Expenditure and the Privatization of Higher Education on U.S. States’ Economic Growth”. *Journal of Education Finance* 36, sy. 4 (2011): 424-441.

Dickey, David A. ve Wayne A. Fuller. “Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root”. *Journal of the American Statistical Association* 74, no. 366 (1979): 427-431.

Enders, Walter. *Applied Econometric Time Series*. 4. baskı. New York: John Wiley & Sons, 2014.

Gao, Wei, Xiaoyu Ding, Rui Chen ve Weigang Min. “An Empirical Study of the Role of Higher Education in Building a Green Economy”. *Sustainability* 11, no. 23 (2019): 6823. <https://doi.org/10.3390/su11236823>.

Gu, Siyi. “The Impact of Higher Education on Economic Growth: A Comparative Analysis of China, Germany, and the United States.” *Proceedings of ICFTBA 2024 Workshop: Finance in the Age of Environmental Risks and Sustainability içinde*, 105-113. 2024. DOI: 10.54254/2754-1169/99/2024OX0191.

Hamilton, James D. *Time Series Analysis*. Princeton: Princeton University Press, 1994.

Holmes, Christopher. “Has the Expansion of Higher Education Led to Greater Economic Growth?”. *National Institute Economic Review* 224, sy. 1 (2013): R29-R47.

Lai, Wei Shan ve Ishak Yussof. “Impact of Higher Education on Income and Economic Growth: A Cross Country Evidence”. *Jurnal Ekonomi Malaysia* 52, sy. 2 (2018): 189-198. <https://doi.org/10.17576/JEM-2018-5202-15>.

- Lucas Jr., Robert E. “On the Mechanics of Economic Development”. *Journal of Monetary Economics* 22, sy. 1 (1988): 3-42.
- Ma, Lianfeng, Yufei Gan, and Ping Huang. “Higher Education Investment, Human Capital, and High-Quality Economic Development”. *Finance Research Letters* 71 (2025): 106419. <https://doi.org/10.1016/j.frl.2024.106419>.
- Maneejuk, Paravee ve Woraphon Yamaka. “The Impact of Higher Education on Economic Growth in ASEAN-5 Countries”. *Sustainability* 13, sy. 2 (2021): 520. <https://doi.org/10.3390/su13020520>.
- Matundura, G. Erickson. “The Impacts of Higher Education on Economic Growth in Kenya: Cointegration Analysis”. *International Journal of Social Science and Humanities Research* 5, sy. 4 (2017): 590-599.
- Mercan, Mehmet and Sevgi Sezer. “The Effect of Education Expenditure on Economic Growth: The Case of Turkey”. *Procedia- Social and Behavioral Sciences* 109 (2014): 925-930.
- Nikšić Radić, Maja ve Hana Paleka. “Higher Education Funding and Economic Growth: Empirical Evidence from Croatia”. *Scientific Annals of Economics and Business* 67, sy. 3 (2020): 403-420.
- Pegkas, Panagiotis and Constantinos Tsamadias. “Does Higher Education Affect Economic Growth? The Case of Greece”. *International Economic Journal* 28, sy. 3 (2014): 425-444.
- Pegkas, Panagiotis ve Constantinos Tsamadias. “Education and Economic Growth in Greece: Evidence from Cointegration and Causality Analysis”. *Journal of Policy Modeling* 39, sy. 6 (2017): 1061-1079.
- Phillips, Peter C.B. ve Pierre Perron. “Testing for a Unit Root in Time Series Regression”. *Biometrika* 75, sy. 2 (1988): 335-346.
- Said, Said E. ve David A. Dickey. “Testing for Unit Roots in Autoregressive-Moving Average Models of Unknown Order”. *Biometrika* 71, sy. 3 (1984): 599-607.
- Schultz, T. W. “Investment in Human Capital”. *The American Economic Review* 51, sy. 1 (1961): 1-17.

Trinh, Linh Doan Tuan. “The Impact of Education Expenditure on Economic Growth in the Southeast Asia Region”. *Knowledge and Performance Management* 9, sy. 1 (2025): 141-154. [https://doi.org/10.21511/kpm.09\(1\).2025.11](https://doi.org/10.21511/kpm.09(1).2025.11).

Turan, Güngör. “Türkiye’de Yüksek Eğitim ve Ekonomik Büyüme [Higher Education and Economic Growth in Turkey]”. Munich Personal RePEc Archive (MPRA Paper No. 77778), 2016. <https://mpra.ub.uni-muenchen.de/77778/>.

Turi, Farahnaz ve Muhammad Bakhtiar Khan. “Higher Education and Economic Growth: An Empirical Study of Pakistan”. *Pakistan Journal of Educational Research* 4, sy. 2 (2021). <https://doi.org/10.52337/pjer.v4i2.420>.

Vaiciukevičiūtė, Agnė, Jelena Stankevičienė ve Nomeda Bratčikovienė. “Higher Education Institutions Impact on the Economy”. *Journal of Business Economics and Management* 20, sy. 3 (2019): 507-525. <https://doi.org/10.3846/jbem.2019.10156>.

Verma, Renu, Rohini Kumari ve Abhay Pal. “The Role of Higher Education in Economic Development”. *GAP GYAN: A Global Journal of Social Sciences* 7, sy. 2 (2024): 1-15.

Wambua, L. N., ve C. Mugendi. “Higher Education Expenditure and Economic Growth in Kenya”. *The Strategic Journal of Business & Change Management* 6, sy. 3 (2019): 112-131. www.strategicjournals.com.