



Türkiye'de kamu eğitim harcamalarının iller düzeyinde belirleyicileri

Ebru Çağlayan Akay ¹, Mustafa Çelen ², Serdar Yılmaz ³

Öz

Kamu eğitim hizmetlerinin etkin bir şekilde sunulması tüm ülkeler için büyük önem arz etmektedir. Orta gelir tuzağına ile karşılaşma ihtimali bulunan Türkiye için bu durum özellikle önemlidir. Ülkemizde, kamu eğitimi hizmeti için büyük miktarda bütçe kaynağı harcamaktadır. Ancak, il düzeyinde kaynak kullanımının belirlenmesinde yerel sosyo-ekonomik ve demografik dinamikler dikkate alınmamaktadır. Bu çalışmada, 2008-2021 dönemi için il düzeyinde kamu eğitim harcamalarının belirleyicileri analiz edilmektedir. Bu analiz sonuçlarına göre, illerin ekonomik yapısının, öğrenci-öğretmen ve okullaşma oranının eğitim hizmetleri için kaynak ihtiyacını etkilediğini göstermektedir. Ancak, öğrenci-öğretmen ve okullaşma oranı açısından ilköğretim ve ortaöğretim arasında bir tutarsızlık söz konusudur.

Anahtar Kelimeler

Eğitim harcamaları
Kamu eğitim harcamaları
İl düzeyinde kamu eğitim harcamaları
Öğrenci-öğretmen oranı
Okullaşma oranı
Öğrenci nüfus yoğunluğu
Panel veri analizi

Makale Hakkında

Gönderim Tarihi: 20.02.2024

Kabul Tarihi: 04.02.2025

Elektronik Yayın Tarihi: 25.08.2025

DOI: 10.15390/ES.2025.2574

Giriş

Ülkeler bilgi ekonomisi dünyasında rekabetçi olabilmek için beşerî sermaye birikimine öncelik vermektedir. Beşerî sermayenin geliştirilmesi ise ancak eğitimin nitelik ve niceliğinin artırılmasıyla mümkündür. Yüksek orta gelirli bir ülke olarak Türkiye'nin karşı karşıya olduğu zorluklardan biri de orta gelir tuzağıdır. Orta gelir tuzağı, bir ülkenin belirli bir ekonomik kalkınma seviyesine ulaştıktan sonra aşmakta güçlük çektiği ekonomik kalkınma seviyesidir (Gill vd., 2007). Bu terim Brezilya, Arjantin ve Türkiye gibi ekonomik büyüme, ücret rekabeti ve inovasyonla ilgili ciddi zorluklarla karşılaşan büyük ekonomileri tanımlamak için kullanılmaktadır. Uluslararası Para Fonu (IMF), orta gelirli ülkelerin "zengin ülkelerin hızla değişen ileri teknolojisi ile yoksul ülkelerin düşük ücretli emek yoğun ürünleri arasında rekabette sıkışıp kaldığını" belirtmektedir (Imam ve Temple, 2024). Türkiye, orta gelir tuzağından aşmak amacıyla kamu eğitim sistemini iyileştirmek için büyük miktarda bütçe kaynağı kullanmaktadır. Türkiye İstatistik Kurumu'na göre, Türkiye 2022 yılında gayrisafi yurtiçi hasılanın (GSYH) yüzde 3,9'unu eğitime harcamıştır (Türkiye İstatistik Kurumu [TÜİK], 2024a). Bu bütçe kaynakları büyük ölçüde il düzeyinde harcanmaktadır. Ancak, Türkiye'de iller arasında kişi başına düşen eğitim harcamalarında önemli farklılıklar bulunmaktadır.⁴ Bu farklılığa bir açıklama getirmek, bu çalışmanın temel motivasyonlarından biridir.

¹ Marmara Üniversitesi, İktisat Fakültesi, Ekonometri Bölümü, İstanbul, Türkiye, ecaglayan@marmara.edu.tr

² Marmara Üniversitesi, İktisat Fakültesi, Maliye Bölümü, İstanbul, Türkiye, mcelen@marmara.edu.tr

³ Dünya Bankası, Washington D.C., ABD; Marmara Üniversitesi, İktisat Fakültesi, İktisat Bölümü, İstanbul, Türkiye, syilmaz@worldbank.org

⁴ Kişi başına düşen il eğitim harcamaları miktarı, toplam il eğitim harcamalarının (Hazine ve Maliye Bakanlığı, 2024) il nüfusuna bölünmesiyle hesaplanır (TÜİK, 2024b).

Kamu eğitim harcamalarının tahsisini ve dağılımını neyin belirlediği sorusu literatürde kapsamlı bir şekilde incelenmiş olmasına rağmen, eğitim harcamalarının harcama birimleri arasındaki farklılaşması sorusu yeterince çalışılmamış bir araştırma alanıdır. Özellikle de Türkiye gibi gelişmekte olan ülkelerde ulus-altı yönetim düzeyleri için az çalışılmış bir araştırma konusudur. Ulusal düzeyde eğitim hizmetlerinin sunulması için bütçe kaynaklarının tahsisi ve dağıtımına ilişkin literatür, hem ekonomik hem de ekonomik olmayan faktörlerin rolünü araştırmaktadır (Almadin vd., 2022; Busemeyer, 2007; Castles, 1989; Cristobal vd., 2022; Dragomirescu-Gaina, 2015; Jabbar ve Selvaratnam, 2017; Imana, 2017; Sagarik, 2013; Sheikh, 2019; Strawczynski ve Zeira, 2003; Yun ve Yusoff, 2018). Ancak, aynı soruyu ABD dışında ulus-altı yönetim düzeylerini araştıran sınırlı sayıda çalışma bulunmaktadır (Fernandez ve Rogerson, 1997; Hirsch, 1960; McMahon, 1970; Nord, 1983; Porteba, 1997; Shapiro, 1962). Verbina ve Chowdhury (2004) Rusya Federasyonu'nu; Chakrabarti ve Joglekar (2006) Hindistan eyaletlerini; Grob ve Wolter (2007) İsviçre kantonlarını; Bischoff ve Prasetyia (2019) Endonezya bölgelerini incelemiştir. Türkiye'de bu soruyu inceleyen bir çalışma bulunmamaktadır.

Bu çalışmanın amacı, Türkiye'de il düzeyinde kamu eğitim harcamalarının belirleyicilerini analiz etmektir. Bu konunun il düzeyinde incelenmesinin temel nedeni, il yönetimlerinin eğitim bütçesinin uygulanmasındaki rolüdür.⁵ Türkiye'de il yönetimleri, Milli Eğitim Bakanlığı'na tahsis edilen bütçeyi öğretmen görevlendirmek, okul inşaatı projelerini denetlemek ve okullara öğretim materyalleri ve malzemeleri dağıtmak suretiyle il düzeyinde yürütmektedir. Türkiye'de iller arasında büyük bir çeşitlilik olduğu için, il yönetimlerinin eğitim bütçesini uygulama kapasitesi de farklılık göstermektedir. İl yönetimleri arasındaki bütçe farklılığının çeşitli nedenlerinden söz edilebilir.⁶ Bu çalışmanın temel varsayımı il düzeyinde kişi başına düşen toplam eğitim harcaması ile tarımın toplam il ekonomisi içindeki payı, öğrenci-öğretmen oranı, okullaşma oranı ve öğrenci nüfus yoğunluğu arasında güçlü bir istatistiksel ilişki olduğu yönündedir.

Eğitim harcamalarındaki bu değişkenlik, ülkenin büyüklüğü ve illerin çeşitliliğinden kaynaklanmaktadır. Türkiye büyük ve heterojen bir ülkedir. 85 milyonluk nüfusun yaklaşık 16 milyonu İstanbul ilinde yaşamaktadır (toplam nüfusun yüzde 18,65'i). Buna karşılık Bayburt ilinde yaşayan kişi sayısı 85 bindir- (toplam nüfusun yüzde 0,1'i). Daha da önemlisi, iller arasında gözle görülür eşitsizliklerden söz edilebilir. İller düzeyinde GINI katsayısı 0,342 ile 0,449 arasında değişmektedir. Gayri safi yurtiçi hasılaya katkı açısından baktığımızda ise sadece beş il GSYH'nin yarısından fazlasını üretirken (2022'de yüzde 53,9) geri kalan 76 ilin payı yüzde 50'nin altındadır. (TÜİK, 2024a).

Kamu eğitim harcamalarının belirleyicileri üzerine önemli bir literatür bulunmaktadır (Almadin vd., 2022; Bischoff ve Prasetyia, 2019; Busemeyer, 2007; Castles, 1989; Chakrabarti ve Joglekar, 2006; Cristobal vd., 2022; Dragomirescu-Gaina, 2015; Fernandez ve Rogerson, 1997; Grob ve Wolter, 2007; Hirsch, 1960; Imana, 2017; Jabbar ve Selvaratnam, 2017; McMahon, 1970; Nord, 1983; Porteba, 1997; Sagarik, 2013; Shapiro, 1962; Sheikh, 2019; Strawczynski ve Zeira, 2003; Verbina ve Chowdhury, 2004; Yun ve Yusoff, 2018). Ancak Türkiye'ye ilişkin mevcut literatür, kamu eğitim harcamalarından ziyade hanehalkı eğitim harcamalarının belirleyicilerine odaklanmaktadır (Acar, Cilasun vd., 2016;

⁵ Türkiye, ikili bir yerel yönetim sistemine sahip üniter bir ülkedir: merkezden atanmış valiler tarafından yönetilen yerel birimler (iller) ve halk tarafından seçilen yerel yönetimler (belediyeler) (Yılmaz ve Guner, 2013). Ülke topraklarının tamamı 81 il yönetimine bölünmüştür. İl yönetiminin başı, merkezi hükümet tarafından atanan bir validir. Eğitim hizmetlerinin sunumu belediyelere devredilmemiştir. Bu, merkezi yönetimin sorumluluğundadır. Merkezi yönetim, halkın tüm kamu eğitim harcamalarından sorumludur - toplam hükümet bütçesinin yaklaşık yüzde 10'u eğitim hizmetlerine ayrılmıştır. Milli Eğitim Bakanlığı (MEB) ülkenin eğitim yönetimini yürütür ve müfredatın hazırlanması ve eğitim materyallerinin geliştirilmesinin yanı sıra öğretmenlerin işe alınmasından ve okulların tasarlanıp inşa edilmesinden sorumludur. İllerde eğitim işleri, Milli Eğitim Bakanı tarafından atanan ancak il valisinin yönetimi altında çalışan Milli Eğitim Müdürlükleri tarafından organize edilir. Bir ilin milli eğitim müdürü, öğretmenlerin yönetiminden ve o ile tahsis edilen eğitim bütçesinin kullanılmasından sorumludur.

⁶ Bütçe sapması, bütçelenen tutar ile fiili harcama tutarı arasındaki farkı ifade eder.

Acar, Günalp vd., 2016; Bayar ve Bengi, 2016). Bu anlamda, kamu eğitim harcamalarının belirleyicilerini analiz eden herhangi bir çalışma bulunmaması literatürde bir boşluk oluşturmaktadır. Daha da önemlisi, eğitim hizmetlerinin çıktılara ulaşmak için il eğitim bütçesinin uygulanmasında il yönetimlerinin rolüne odaklanan bir çalışma bulunmamaktadır. Bu çalışma, 2008-2021 dönemi için Türkiye'de il düzeyinde kamu eğitim harcamalarının belirleyicilerini analiz ederek literatüre katkıda bulunmaktadır. Özellikle, ilköğretim ve ortaöğretimde iller arasında kişi başına düşen kamu harcamalarındaki değişim incelenmektedir.

Bir sonraki bölümde, kamu eğitim harcamalarının belirleyicileri hakkında kısa bir literatür taraması sunulmaktadır. Takip eden bölümde model spesifikasyonu, değişkenlerin tanımı ve hipotezler dahil olmak üzere analiz yöntemi tartışılmaktadır. Dördüncü bölüm analizimizin bulgularını sunmakta, son bölüm ise tartışmalar ve ileri düzey araştırmalar için önerilerle çalışmayı sonlandırmaktadır.

Literatür Taraması

Kamu eğitim harcamalarının belirleyicileri üzerine multi disiplinler literatür, teorik formülasyonlar ve ampirik ilişki testleri açısından oldukça zengindir. Ancak, hem teorik formülasyonlar hem de ampirik bulgular, ulusal veya ulus-altı düzeylerde eğitim harcamalarının seviyesini neyin açıkladığı konusunda yetersiz kalmaktadır. Literatürde üç grup çalışma bulunmaktadır. Birinci grup çalışmalar ülkeler arası analizlerden elde edilen kanıtları sunarken, diğerleri analiz birimi olarak ulusal veya ulus-altı düzeyleri kullanmaktadır.

Ülkeler arası analiz kullanan ilk grup çalışmalar, eğitim harcamalarının belirlenmesinde hem ekonomik hem de ekonomik olmayan faktörlerin rolünü araştırmaktadır. Ülkeler arası bir analizde Castles (1989), OECD ülkeleri arasında yükseköğretim de dahil olmak üzere toplam kamu eğitim harcamalarındaki değişimi analiz etmiştir. Castles'ın analizine göre, en önemli açıklayıcı değişkenler din, hükümette sağ partilerin varlığı ve yükseköğretim sektöründeki kayıtlı öğrenci sayılarıdır. Benzer bir çalışmada Castles'ın modelini kullanarak Busemeyer (2007), aynı soruyu 21 OECD ülkesinde sosyo-ekonomik, siyasi ve kurumsal belirleyiciler başlıkları altında farklı bir dizi değişkenle analiz etmiştir. Bu çalışmada ekonomik kalkınma düzeyi, genç nüfusun payı, anayasal veto yetkisi, sosyal harcama miktarı ve yerel gelir düzeyinin kamu eğitim harcamalarının temel belirleyicileri olduğunu gösteren kanıtlar bulunmuştur.

Benzer bir çalışmada Dragomirescu-Gaina (2015), 2000-2012 dönemi için AB üye ülkeleri genelinde kamu eğitim harcamalarının temel belirleyicilerini analiz etmektedir. Kamu eğitim harcamalarının itici güçlerini anlamak için dört denklemlilik bir sistem tahmin etmektedir; üç denklem ilk, orta ve yükseköğretime odaklanırken dördüncü denklem toplam eğitim harcamalarına yoğunlaşmaktadır. Ne yazık ki bulguları temel sağlamlık testlerini geçemediğinde dolayı açıklayıcı değildir.

İkinci grup çalışmalar, tek bir ülke bağlamında ulusal faktörlere odaklanmaktadır. Tek bir ülke bağlamında ulusal kamu eğitim harcamalarının belirleyicilerini açıklamak için hem ekonomik hem de ekonomik olmayan değişkenleri kullanmaktadırlar. Sosyo-ekonomik, demografik yapı ve ekonomik kalkınma düzeyi gibi faktörlerin yanı sıra politik ve kurumsal sistemlerin eğitim hizmeti sunumu harcama düzeylerini belirlemedeki rolünü araştırmaktadırlar. Örneğin Strawczynski ve Zeira (2003), 1962'den 1998'e kadar İsrail'deki eğitim harcamalarını çeşitli demografik, ekonomik ve politik değişkenleri kullanarak analiz etmiştir. Nüfus büyüklüğü ve azınlık öğrenci payı (Arap) gibi demografik değişkenlerin ve ekonomik bir değişkenin (kişi başına düşen GSYH) İsrail'deki eğitim harcamalarının önemli bir kısmını açıkladığını bulmuşlardır.

Sagarik (2013), 1982-2010 dönemi için bir dizi sosyo-ekonomik, demografik, politik ve kurumsal değişken kullanarak Tayland'daki kamu eğitim harcamalarını araştırmıştır. Elde ettiği sonuçlar, önceki yılın harcamalarının cari yılın toplam eğitim harcamalarının ana belirleyicisi olduğunu göstermektedir. Bununla birlikte, enflasyon, işsizlik ve dolaylı verginin toplam vergi içindeki payının da toplam eğitim harcamaları üzerinde etkisi olduğunu bulmuştur. Cari ve sermaye harcamaları açısından, geçen yılın harcamaları ve sanayileşme, cari harcamalar üzerinde pozitif etkiye sahipken, sermaye harcamaları üzerinde herhangi bir etkiye sahip değildir. Enflasyon ve dolaylı verginin payı cari harcamalar üzerinde

negatif etkiye sahipken, sermaye üzerinde herhangi bir etkiye sahip değildir; işsizlik ise sermaye harcamaları üzerinde negatif etkiye sahipken cari harcamalar üzerinde herhangi bir etki meydana getirmemektedir.

Malezya'da eğitim harcamalarının belirleyicileri üzerine iki ampirik analiz bulunmaktadır. İlk çalışmada, Jabbar ve Selvaratnam (2017) bütçe açıkları ve gelir tahsilatlarının eğitim harcamaları üzerinde önemli pozitif etkiye sahip olduğuna, demografik değişkenlerin ise eğitim harcamaları üzerinde herhangi bir etkiye sahip olmadığına dair kanıtlar sunmaktadır. İkinci bir çalışmada, Yun ve Yusoff (2018) 1982-2016 döneminde Malezya'da kamu eğitim harcamalarının belirleyicilerini analiz etmektedir. Reel gayrisafi yurtiçi hasıla büyüme oranı, işsizlik oranı, enflasyon oranı ve çalışma çağındaki nüfusu kamu eğitim harcamalarının ana belirleyicileri olarak tespit etmişlerdir.

Imana (2017), Kenya'da 1980-2014 döneminde kamu eğitim harcamalarının büyümesini etkileyen ekonomik-demografik dinamiklerin, para miktarının, tazminat artışlarının, siyasi ve mali faktörlerin rolünü incelemiştir. Bu faktörlerin her birindeki değişkenler pozitif ve negatif işaretlere sahip olduğu için analizi karışık sonuçlar ortaya koymaktadır; ancak ekonomik-demografik değişkenlerle yaptığı model, gecikmeli harcamaların, daha fazla öğretmen istihdamının, bütçe açıklarının ve kişi başına düşen reel gelirin eğitim harcamaları üzerinde olumlu bir etkisi olduğunu göstererek en tutarlı sonuçları sunmaktadır.

Sheikh (2019) aynı soruyu Bangladeş bağlamında ekonomik-demografik, karar alma ve siyasi faktörlerin yanı sıra yönetim göstergelerini kullanarak yanıtlamaya çalışmıştır. Bulguları, kamu eğitim harcamalarının çoğunlukla bir önceki yılın harcamalarından ve dolaylı vergilerden etkilendiğini göstermektedir. Buna ek olarak, toplam nüfus ve yönetim etkinliğinin eğitim harcamaları düzeyleri üzerinde olumlu bir etkisi olduğunu savunmaktadır.

Malezya'da olduğu gibi Filipinler'de de iki çalışma bulunmaktadır. İlk çalışmada, Almadin ve diğerleri (2022) zaman serisi verilerini kullanarak 1989-2018 yılları arasında Filipinler'deki kamu eğitim harcamalarının belirleyicilerini incelemiştir. Elde ettikleri bulgular, kişi başına düşen gayrisafi yurtiçi hasıla ve gecikmeli kamu eğitim harcamalarının Filipinler'deki eğitim harcamalarının en önemli belirleyicileri olduğunu göstermektedir. Eğitim harcamaları ile işsizlik oranı ve kentleşme düzeyi arasında istatistiksel olarak anlamlı bir ilişki bulamamışlardır. İkinci bir çalışmada, Cristobal ve diğerleri (2022) aynı soruyu 1990-2019 dönemi için incelemiştir. Elde ettikleri sonuçlar, ekonomik büyüme, vergi ve nüfus artışının Filipinler'deki kamu eğitim harcamalarının en önemli belirleyicileri olduğunu göstermektedir.

Üçüncü grup çalışmalar, ulus-altı düzeylerde eğitim harcamalarının belirleyicilerini analiz etmeye odaklanmaktadır. Öncü bir çalışmada Hirsch (1960) 1951-1952 ve 1954-1955 olmak üzere iki farklı döneme ait verileri kullanarak ABD eyaletlerindeki kamu eğitim harcamalarının belirleyicilerini analiz etmiştir. Bulgularına göre, nüfus büyüklüğü, nüfusun yaş yapısı, okul bölgesinin büyüklüğü, ekonomik ve yönetim karakteristikleri eğitim harcamalarının düzeyini belirlemede önemli bir rol oynamaktadır.

Daha sonra Shapiro (1962), 1920, 1930, 1940 ve 1950 yılları için ABD'nin güney ve güney harici diğer eyaletlerindeki öğrenci başına harcama düzeyindeki farklılıkları açıklamak için sosyoekonomik faktörleri incelemiştir. Kişi başına düşen kişisel gelirden azınlık nüfus yüzdelere, okul çağındaki çocuklara, kentsel nüfusa, işgücüne, kayıtlı öğrenci sayısına kadar uzanan kapsamlı bir değişkenler listesi kullanmasına rağmen, bulguları sonuçsuz kalmıştır. Benzer şekilde, McMahon (1970) iki farklı model kullanarak ABD'de eyalet düzeyindeki harcamaların belirleyicilerini incelemiştir. McMohan'ın yapısal modeli; üretim maliyeti, gelir kaynakları ve eğitim talebi faktörlerini kesitsel bir analizde bir araya getirerek, okul çağındaki nüfusun yüzdesi, kamu okullarının ikameleri/alternatifleri ve öğretmen başına düşen öğrenci sayısını eyalet düzeyindeki kamu eğitim harcamaları için önemli belirleyiciler olarak ortaya koymuştur. Ancak, zaman serisi modelinde, sadece kesitsel modelden elde edilen okul çağındaki çocuk nüfusu önemli bir faktördür. Okullara yapılan devlet yardımı ve işsizlik gibi ek faktörler eyalet düzeyindeki eğitim harcamalarını etkilerken, vergi gelirinin herhangi bir etkisi gözlemlenmemiştir.

Daha mikro düzeyde bir analizde Nord (1983), 1970-71 öğretim yılı için Kuzey Carolina'daki 100 okul bölgesinde eğitim harcamalarının belirleyicilerini araştırmıştır. Açıklayıcı değişkenler olarak aile geliri, emlak değerleri, özel okullara devam eden öğrencilerin yüzdesi, nüfusun yüzdesi olarak 5-18 yaş arası çocuklar, nüfus yoğunluğu, nüfusun medyan eğitim seviyesi, eyalet yardımı, federal yardım, ortalama öğretmen maaşı ve öğrenci-öğretmen oranını kullanmıştır. Bu yetki alanlarında sadece medyan aile gelirinin kamu eğitim harcamaları üzerinde olumlu bir etkisi olduğunu göstermiştir.

Fernandez ve Rogerson (1997), 1950-1990 dönemini kapsayan bir panel veri seti kullanarak ABD eyaletlerindeki eğitim harcamalarının belirleyicilerini incelemiştir. Analizleri, öğrenci başına harcamaların öğrenci başına kişisel gelirle aynı oranda büyüdüğüne dair kanıtlar sunmaktadır.

Porteba (1997) 1960 ve 1990 yılları arasında ABD eyaletlerinde demografik yapı ve öğrenci başına eğitim harcamaları arasındaki ilişkiyi analiz etmiştir. Temel bulgu, yaşlı nüfusun payındaki artışın kişi başına eğitim harcamalarını azalttığıdır.

ABD dışındaki çalışmalar açısından, Verbina ve Chowdhury (2004) 1999-2000 dönemi için Rusya Federasyonu'ndaki 88 bölge için bir panel veri analizi gerçekleştirmiştir. Elde ettikleri sonuçlar, bütçe gelirinin ve bin kişi başına düşen öğrenci sayısı olarak ölçülen öğrenci-nüfus oranının eğitim harcamaları üzerinde olumlu etkileri olduğunu, nüfus yoğunluğunun ise olumsuz bir etkisi olduğunu göstermektedir.

Chakrabarti ve Joglekar (2006), 1980-81'den 1999-2000'e kadar 15 Hindistan eyaletinde devletin eğitim finansmanına odaklanmıştır. Analizleri, kişi başına düşen gelirin toplam eğitim harcamaları ile pozitif ilişkili olduğunu göstermektedir. Buna ek olarak, azınlık gruplarının varlığı eğitim harcamaları üzerinde olumsuz bir etkiye sahiptir.

Grob ve Wolter (2007), 1990-2002 dönemi için İsviçre kantonlarındaki eğitim harcaması düzeylerinin belirlenmesinde demografik faktörlerin rolünü analiz etmiştir. Ana bulguları, yaşlı nüfusun payının kamu eğitim harcamaları üzerinde anlamlı negatif etkiye sahip olduğudur. İkinci bulguları ise eğitim harcamalarının okul çağındaki nüfustaki değişikliklere esnek olmayan tepkisi ile ilgilidir. Bu, toplam eğitim harcamalarının öğrenci sayısındaki değişime yavaş uyum sağladığı anlamına gelmektedir.

Bischoff ve Prasetyia (2019), 2005-2012 yılları arasında Endonezya'daki bölgelerde ilk ve orta öğretim harcamalarını yönlendiren faktörleri analiz etmiştir. Toplam ve öğrenci başına eğitim harcamalarını açıklamak için bir dizi sosyo-ekonomik, siyasi ve coğrafi değişken kullanılmaktadır. Temel bulguları, denize kıyısı olmayan ve okullaşma oranı düşük belediyelerin eğitime daha az harcama yaptığı, belediyelerin mali kapasitelerinin ve okul çağındaki çocuk sayısının eğitim harcamalarının düzeyini belirlemeye olumlu katkıda bulunduğudır. Daha da önemlisi, bulguları Endonezya'da eğitim hizmetlerinin sağlanmasında ölçek ekonomilerinin varlığını desteklemektedir: nüfusunun büyük bir kısmı kentsel alanlarda yaşayan illerde eğitim harcamalarının payı daha düşüktür.

Çalışmamız, ulus-altı düzeydeki eğitim harcamalarının belirleyicilerine odaklanan üçüncü grup literatüre katkıda bulunmaktadır. Bununla birlikte, ikinci grup çalışmalardaki model özelliklerinden de yararlanılmış ve ekonomik, sosyal ve demografik değişkenler de modele dahil edilmiştir.

Bu makalede kamu eğitim harcamalarının il düzeyine odaklanarak literatürdeki bir boşluğu doldurmak amaçlanmaktadır. Çünkü literatürde Türkiye'de il düzeyinde kamu eğitim harcamalarının belirleyicilerine odaklanan herhangi bir çalışma bulunmamaktadır. İl yönetimleri, Türkiye'de kamu eğitim sisteminin yönetilmesinde önemli bir rol oynamaktadır. Ayrıca, kız çocuklarının ilk ve ortaöğretimde okullaşma oranını artırma çabalarına da aktif katkı sunmaktadır.

Yöntem

Veriler ve değişkenlerin tanımı

Bu makale, 2008-2021 dönemi için Türkiye'deki 8 ilden oluşan dengeli bir veri seti ile il düzeyinde kamu eğitim harcamalarının belirleyicilerini analiz etmektedir. Analizimizin bu dönemi kapsamının nedeni, zorunlu eğitim sisteminde ulusal düzeyde bir değişiklik olması ve bu nedenle verilerin mevcut olmasıdır⁷. Tablo 1, analizimizdeki değişkenlerin tanımını ve beklenen işaretlerini sunmaktadır.

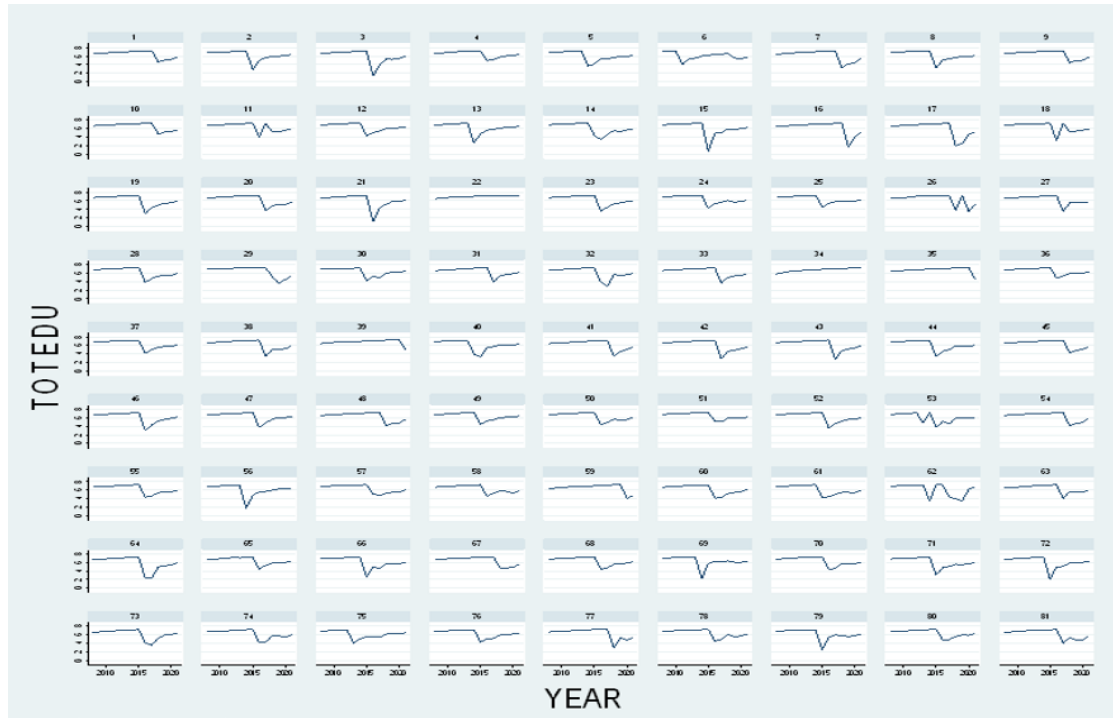
Literatür incelemesiyle ilgili önceki bölümde gösterildiği gibi, araştırmacılar tarafından kamu eğitim harcamalarının belirleyicilerini analiz etmede kullanılan çok sayıda değişken vardır. Bu belirleyiciler genel olarak ekonomik, sosyal ve demografik faktörler olarak sınıflandırılabilir. Analizimizde bu faktörlere karşılık gelen değişkenleri kullanacağız. Ancak, bu değişkenleri ilköğretim ve eğitim düzeyleri olarak ayırmak istiyoruz. Türkiye'de üç seviyede resmi kamu eğitimi bulunmaktadır: ilköğretim (1. sınıftan 8. sınıfa kadar), ortaöğretim (9. sınıftan 12. sınıfa kadar) ve yükseköğretim (üçüncü düzey).⁸ Yükseköğretimin finansmanı, ilköğretim ve ortaöğretimin finansmanından çok farklı olduğu için, biz ikincisine odaklanıyoruz.

Bağımlı değişkenimiz il düzeyinde kişi başına düşen toplam ilköğretim ve ortaöğretim kamu eğitim harcamasıdır (TOTEDU). Mullahy ve Norton (2022) tarafından, bağımlı değişkenleri negatif olmayan ve büyük sayılar içeren (maaşlar, harcamalar ve gelirler gibi) modellerle ilgili verilen rehber doğrultusunda, bağımlı değişkenimizi büyük değerlerdeki sayısal değerleri azaltmak için doğal logaritma formuna dönüştürdük. Bu nedenle, farklılıkları korurken bağımlı değişken için değer aralığını daralttık (Mullahy ve Norton, 2022).

Aşağıdaki Şekil 1'deki çizgi grafikleri, her bir ildeki eğitim harcamalarının (TOTEDU) zaman içindeki değişimini görsel olarak sunmaktadır. Bunlar, çalışma dönemi boyunca bir ilde ve 81 ilde kişi başına düşen toplam eğitim harcaması seviyelerinde geniş bir değişiklik olduğunu göstermektedir.

⁷ Son değişikliklerle birlikte, Türkiye'de eğitim hizmeti sunumu artık 12 yıl süren ulusal bir zorunlu eğitim sistemiyle yönetilmektedir. Zorunlu eğitimin iki bileşeni bulunmaktadır. İlköğretim, 6-14 yaş arasındaki çocuklara yönelik eğitim ve öğretimi kapsamaktadır. Ortaöğretim, ilköğretimden sonra 15 ile 18 yaş arasındaki çocukların dört yıl boyunca aldığı genel, mesleki ve teknik eğitimin tamamını kapsamaktadır.

⁸ Veri sınıflandırma ve metodolojimiz Türkiye İstatistik Kurumu, 2023 Milli Eğitim İstatistikleri'ne dayanmaktadır. Analitik çerçeve, kavramlar, tanım, sınıflandırmalar, verilerin kapsamı, hesaplama kuralları, temel veri kaynaklarının özellikleri, derleme uygulamaları ve Milli Eğitim İstatistikleri'nin revizyonları hakkında daha fazla bilgi Türkiye İstatistik Kurumu'ndan (TÜİK, 2024a) alınabilir.



Şekil 1. 2008-2021 Yılları Arasında 81 İldeki Eğitim Harcamalarının Çizgi Grafikleri

Bağımsız değişkenlerimiz şunlardır:

- *Ekonomik değişkenler:* İllerin ekonomik yapısını yansıtmak için, toplam il gayri safi yurtiçi hasılasındaki tarım sektörünün payını temsil eden bir tarım değişkeni (AGR) ekledik. Tholkes ve Sederberg (1990), tarım sektörünün payının kamu eğitiminin sağlanmasında ölçek ekonomilerini analiz etmek için önemli bir belirleyici olduğunu savunmaktadır. Tarımın eğitim harcamaları üzerinde iki kanaldan olumlu bir etkiye sahip olması beklendiğinden, AGR değişkeninin pozitif bir işarete sahip olmasını bekliyoruz. İlk olarak, tarım sektörünün payı, bir ildeki kırsal-kentsel ayrımının bir göstergesidir. Gayri safi il hasılasında tarım sektörünün payı daha yüksek olan iller, genellikle daha kırsal alanlar olup, daha az şehirselleşmiş özellik gösterir. Kırsal yerleşim yerleri, kaçınılmaz olarak daha uzak köylere sahiptir. Bu nedenle, daha kırsal illerde, daha uzak yerlerde eğitim hizmetleri sunma ihtiyacının kişi başına düşen eğitim harcamasını artırması beklenmektedir. Buna bağlı bir beklenti, Türkiye'de eğitim hizmetlerinin sağlanmasında ölçek ekonomilerinin varlığıdır. AGR için pozitif bir işaret, ölçek ekonomisinin bir göstergesidir (Tholkes ve Sederberg, 1990).
- *Sosyal değişkenler:* Sosyal değişkenler için öğrenci-öğretmen oranı ve kayıt oranını kullanıyoruz. Öğrenci-öğretmen oranı, Nord (1983) gibi araştırmacılar tarafından da kullanılmıştır ve negatif bir işaret alması beklenmektedir, çünkü sınıf büyüklüğü arttıkça, eğitim maliyetlerinin ortalama olarak azalması gerekir (Monk ve Haller, 1986). Kayıt oranı açısından ise, kayıt oranındaki artışın hem sermaye hem de sürekli harcamaları gerektireceği için pozitif bir işaret almasını bekliyoruz. Modelimizde öğrenci-öğretmen oranını ilköğretim (STRP) ve ortaöğretim (STRS) için ayrı ayrı tahmin ettik. Benzer şekilde, kayıt oranlarını da ilköğretim (ENRP) ve ortaöğretim (ENRS) için ayrı dahil ettik. Bu değişkenler literatürde yaygın olarak kullanılmaktadır (Fernandez ve Rogerson, 1997; Grob ve Wolter, 2007; Imana, 2017).

- *Demografik değişkenler:* Demografik etkileri anlamak için, modelimize öğrenci nüfusu yoğunluğu değişkenini dâhil ediyoruz. Nüfus yoğunluğu gibi demografik bir değişken literatürde yaygın olarak kullanılmaktadır (McMahon, 1970; Nord, 1983; Shapiro, 1962); ancak, biz, öğrenci başına değer tahmin etmek için Fernandez ve Rogerson (1997) modelini izledik. Değişken, bir ilin coğrafi alanının ilköğrencisi (SPDP) ve ortaokul öğrencisi (SPDS) sayısına bölünmesiyle hesaplanır. Bu değişken, kilometrekare başına öğrenci nüfus yoğunluğunu temsil eder ve negatif bir işarete sahip olması beklenir. Yani, öğrenci nüfusu yoğunluğundaki artış, öğrenci sayısındaki artışı ifade ettiğinden, kişi başına eğitim harcamalarının azalmasına yardımcı olmalıdır.

Tablo 1. Değişkenlerin tanımı ve beklenen işaret

Değişkenler	Tanım	Ölçüm	Beklenen işaret	Veri kaynağı
Bağımlı Değişken				
TOTEDU	İl düzeyindeki ilköğretim ve ortaöğretim kamu eğitim harcamaları kişi başına, il düzeyindeki toplam kamu eğitim harcamalarının ilin yıl ortası nüfus tahminine bölünmesiyle hesaplanır.	Türk Lirası (TRY)		Türkiye Cumhuriyeti Hazine ve Maliye Bakanlığı İl Kamu Eğitim Harcamaları https://tr.hmb.gov.tr/ adresinden ulaşılabilir.
Bağımsız Değişkenler				
AGR	Tarım sektörünün gayri safi il hasılasındaki payı	Yüzde payı	+	Türkiye İstatistik Kurumu www.tuik.gov.tr
STRP	Öğrenci-öğretmen oranı (ilköğretim)	Oran	-	Türkiye İstatistik Kurumu ve Milli Eğitim Bakanlığı (MEB, 2024)
ENRP	Kayıt oranı (ilköğretim)	Oran	+	Türkiye İstatistik Kurumu ve Milli Eğitim Bakanlığı
STRS	Öğrenci-öğretmen oranı (ortaöğretim)	Oran	-	Türkiye İstatistik Kurumu ve Milli Eğitim Bakanlığı
ENRS	Kayıt oranı (ortaöğretim)	Oran	+	Türkiye İstatistik Kurumu ve Milli Eğitim Bakanlığı
SPDP	Öğrenci nüfus yoğunluğu (ilköğretim) (coğrafi alan bölü ilköğretim öğrenci nüfusu)	Oran	-	Türkiye İstatistik Kurumu ve Milli Eğitim Bakanlığı
SPDS	Öğrenci nüfus yoğunluğu (ortaöğretim) (coğrafi alan bölü ortaöğretim öğrenci nüfusu)	Oran	-	Türkiye İstatistik Kurumu ve Milli Eğitim Bakanlığı

Ekonometrik Model Tanımlaması ve Hipotez

Bu çalışmada, en bilindik ekonometri yöntemlerinden biri olan dengeli panel veri analizini kullanıyoruz. Ekonomide, panel veri analizi çeşitli mikro ve makroekonomik değişkenlerin davranışlarını incelemek için yaygın olarak kullanılmaktadır (Arellano ve Bond, 1991). Panel veri, saf zaman serisi veya yatay kesit veriden daha fazla bilgi, değişkenlik ve verimlilik içerir. Panel verinin yatay kesit ve zaman serisi verileriyle karşılaştırıldığında avantajları aşağıdaki gibi özetlenebilir (Hübler, 2005):

- i. Çok sayıda gözlem, daha az çoklu doğrusal bağıllık ve daha fazla serbestlik derecesi ile daha bilgilendirici veriler ve ekonometri tahminlerinin daha yüksek verimliliğini sağlar.
- ii. Panel veri, araştırmacıların kesinlikle zaman serisi ve yatay kesit verilerin önemli bir eksikliği olan gözlemlenmemiş heterojenliği kontrol etmelerine olanak tanır.
- iii. Panel veri analizi, politika müdahalelerinin etkilerini değerlendirme ve etkilerin hangi koşullar altında nedensel etkiler olarak yorumlanabileceğini belirleme olanaklarını iyileştirir.
- iv. Panel veriler, grupların tek bir zaman serisinde toplanmasından kaynaklanabilecek tahmin sapmalarını en aza indirebilir.

Bu yöntem, yatay kesit ve zaman serisi verilerini aynı anda incelememize yardımcı olur. Dengeli bir panelde, zaman periyotlarının sayısı T tüm bireyler i için aynıdır. Kişi başına toplam eğitim harcaması için dengeli panel modelinin fonksiyonel biçimi aşağıdaki gibi gösterilmiştir:

$$\ln(TOTEDU_{it}) = \delta + \beta_1 * AGR_{it} + \beta_2 * STRP_{it} + \beta_3 * ENRP_{it} + \beta_4 * STRS_{it} + \beta_5 * ENRS_{it} + \beta_6 * SPDP_{it} + \beta_7 * SPDS_{it} + \varepsilon_{it}$$

Burada i illeri ($i=1, \dots, 81$) ve t zamanı ($t=2008, \dots, 2021$) ifade eder, δ sabit etkiler katsayısıdır ve ε hem yatay kesit hem de zaman boyunca değişen rassal hata terimidir. Toplam eğitim harcaması bağımlı değişkeni göz önüne alındığında, aşağıdaki bağımsız değişkenlere sahibiz (Tablo 1'e bakınız):

Tablo 1'de açıklanan değişkenler kullanılarak aşağıdaki üç hipotezi incelemekteyiz⁹:

Hipotez 1: AGR ve TOTEDU arasında anlamlı bir ilişki vardır.

H₀: AGR ve TOTEDU arasında anlamlı bir ilişki yoktur.

Hipotez 2: Öğrenci-öğretmen oranı (STRP ve STRS) ve kayıt oranı (ENRP ve ENRS) ile TOTEDU arasında anlamlı bir ilişki vardır.

H₀: STR ve ENR ile TOTEDU arasında anlamlı bir ilişki yoktur.

Hipotez 3: Öğrenci nüfus yoğunluğu (SPDP ve SPDS) ile TOTEDU arasında anlamlı bir ilişki vardır.

H₀: SPD ile TOTEDU arasında anlamlı bir ilişki yoktur.

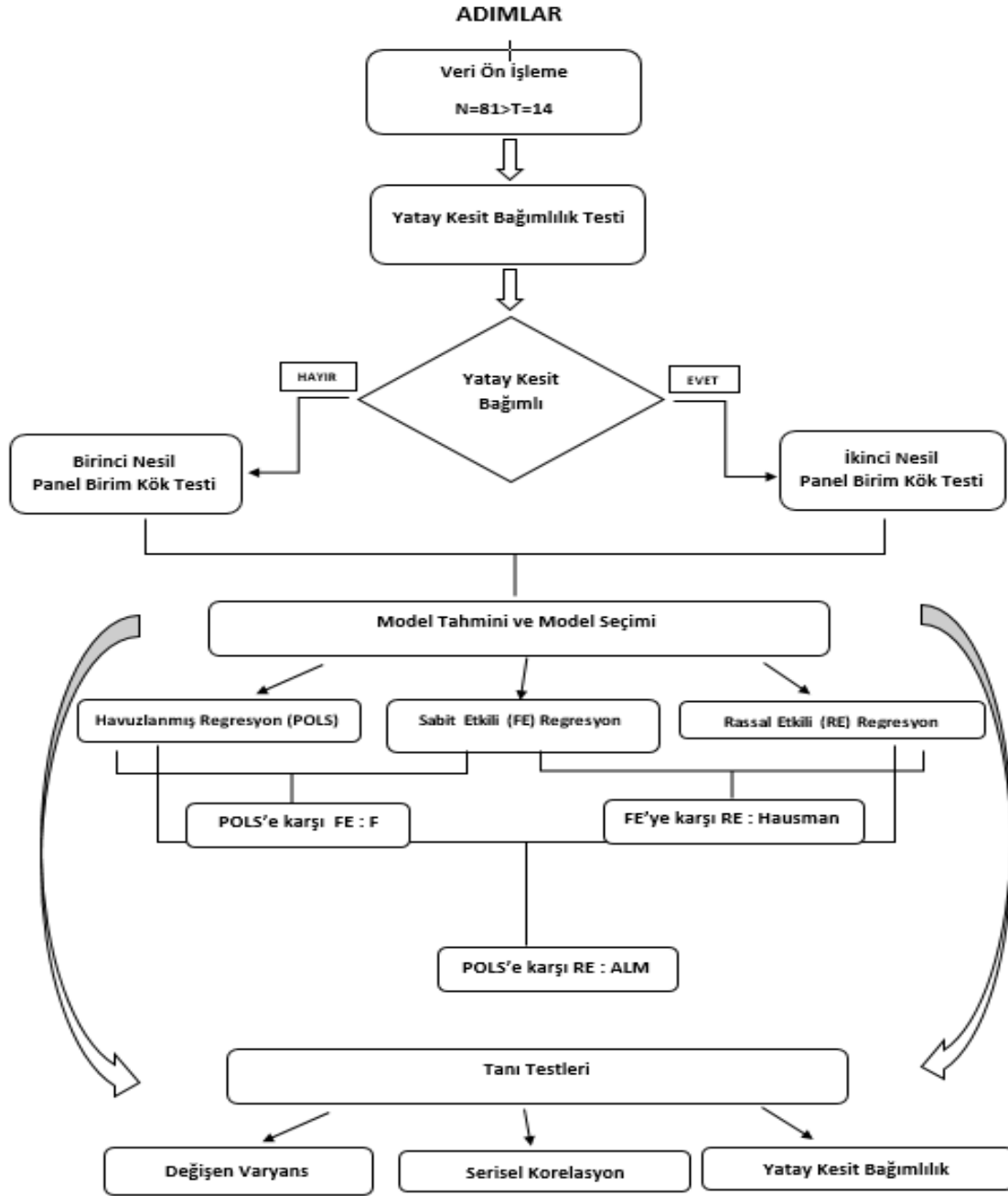
Metodolojinin Adımları

Eğitim harcamalarının belirleyicileri üzerine literatürdeki ampirik çalışmaların bulguları, temel sağlamlık kontrollerine karşı bilindiği üzere hassastır. Bu çalışmada, büyük bir yatay kesit boyutu ve az sayıda zaman periyodu olan dengeli bir panel veri seti kullanıyoruz, dolayısıyla $N(81) > T(14)$. $N > T$ olduğundan, modelimiz için en iyi tahminiciyi seçmek amacıyla adım adım bir yaklaşım kullandık:

- i. Yatay Kesit Bağımlılık: İlk olarak, birinci veya ikinci nesil birim kök testinin kullanılıp kullanılmayacağına karar vermek için yatay kesit bağımlılık analiz edilir.
- ii. Panel Birim Kök Testleri: İkinci olarak, serilerin durağanlığı panel birim kök testleriyle araştırılır.
- iii. Model Seçimi: Üçüncü olarak, en güvenilir tahmin ediciyi seçmek amacıyla, Havuzlanmış Sıradan En Küçük Kareler (POLS), Sabit Etkiler (FE) ve Rassal Etkiler (RE). Panel tahmincilerini kullanarak modelimizi tahmin ediyor ve bu üç seçenek arasında çapraz testler gerçekleştiriyoruz.
- iv. Tanı Testleri: Son olarak, üçüncü aşamanın sonuçlarına dayanarak, model için en güvenilir tahminiciyi kullanıyoruz ve tahmin sonuçları için tanı testleri yürütüyoruz.

⁹ Analizimizde STATA-16 yazılımını kullandık.

Bu çalışmanın metodolojik süreci Şekil 2'de sunulmuştur. Şekil 2, çalışmada kullanılan metodolojinin her adımını özetlemektedir:



Şekil 2. Çalışmanın Metodolojik Sürecinin Akış Şeması

Yatay Kesit Bağımlılık

Panel birim kök testlerini uygulamadan önce, çalışmadaki tüm değişkenlerin olası yatay kesit bağımlılık açısından kontrol edilmesi önemlidir. Pesaran (2006), yatay kesit bağımlılığın göz ardı edilmesinin tutarsız ve yukarı doğru sapmalı tahminlere yol açtığını belirtmektedir. İller arasındaki yatay kesit bağımlılığı doğrulamak için bu çalışma, veri setimizde N'nin T'den büyük olması nedeniyle Pesaran'ın (2004) yatay kesit bağımlılık (CD) testini uygulamaktadır. CD testinin sonuçları Tablo 2'de sunulmaktadır.

Tablo 2. Yatay Kesit Bağımlılığın Sonuçları

Değişken	CD Test İstatistiği	p-değeri	Karar
TOTEDU	73.56*	0.000	Yatay Kesit Bağımlı
AGR	103.61*	0.000	Yatay Kesit Bağımlı
STRP	188.81*	0.000	Yatay Kesit Bağımlı
ENRP	125.80*	0.000	Yatay Kesit Bağımlı
STRS	97.39*	0.000	Yatay Kesit Bağımlı
ENRS	180.94*	0.000	Yatay Kesit Bağımlı
SPDP	72.87*	0.000	Yatay Kesit Bağımlı
SPDS	161.59*	0.000	Yatay Kesit Bağımlı

Notlar: (i) Yatay kesit bağımlılığın olmadığı sıfır hipotezi; (ii) $CD = \sqrt{\frac{2T}{N(N-1)}} (\sum_{i=1}^{N-1} \sum_{k=i+1}^N \hat{\rho}_{ik})$ Burada, T zaman aralığını, N ise kesit birimlerinin sayısını ifade eder ve $\hat{\rho}_{ik}$, kesitler arasındaki ikili korelasyonu gösterir.; (iii)* %1 istatistiksel anlamlılığı göstermektedir.

Tablo 2'de sunulan CD test sonuçları, "yatay kesit bağımlılık yok" sıfır hipotezinin tüm değişkenler için %1 istatistiksel anlamlılık seviyesinde reddedildiğini göstermektedir. Bu nedenle, tüm değişkenlerde yatay kesit bağımlılığın varlığı, ikinci nesil birim kök testi yapmamızı gerektirmektedir.

Panel Birim Kök Testleri

Sahte regresyon sonuçlarından kaçınmak için birim kök testleri yapmak önemlidir. Ancak, bir panel veri setinde yatay kesit bağımlılık mevcut olduğunda, birinci nesil panel birim kök testleri geçersiz hale gelir. Yatay kesit bağımlılık durumunda, serilerin durağan olup olmadığını test etmek için ikinci nesil birim kök testleri kullanılmalıdır. Bir çalışmadaki değişkenlerin her birinin panel birim kökü içerip içermediğini test etmek için, Pesaran (2007) tarafından geliştirilen kesitsel Pesaran ve Shin (CIPS) birim kök testi kullanılır. CIPS panel birim kök testi, paneldeki farklı birimler arasında var olabilecek bağımlılığı hesaba katmaktadır. Daha da önemlisi, CIPS, bu çalışmada olduğu gibi $N > T$ olan durumlarda uygulanabilir.

CIPS sıfır hipotezi, tüm zaman serilerinin durağan olmadığını, alternatif hipotezi ise tüm zaman serilerinin durağan süreçler olduğunu öne sürmektedir. Tablo 3, CIPS testinin sonuçlarını sunmaktadır. Tabloda, birim kök istatistikleri hem sabit hem de sabit ve trend için raporlanmıştır.

Tablo 3. CIPS Testinin Sonuçları

Değişkenler	Düzye		Birinci Farklar	
	Sabit	Sabit&Trend	Sabit	Sabit&Trend
TOTEDU	-3.968*	-3.978*	-4.445*	-4.400*
AGR	-2.546*	-2.986*	-4.160*	-4.147*
STRP	-2.736*	-4.198*	-5.316*	-5.345*
ENRP	-2.990*	-2.861*	-3.917*	-4.327*
STRS	-2.559*	-2.566*	-3.522*	-3.934*
ENRS	-2.963*	-3.519*	-4.712*	-4.682*
SPDP	-1.513	-1.992	-2.986*	-3.479*
SPDS	-1.632	-2.332	-3.145*	-3.156*

Notlar: (i) Sıfır hipotezi, serinin homojen durağan olmadığını gösterir.; (ii) * %1 istatistiksel anlamlılığı gösterir.; (iii) Test İstatistikleri: $CIPS(N, T) = N^{-1} \sum_{i=1}^N t_i(N, T) = \frac{\sum_{i=1}^N CADF_i}{N}$ burada $t_i(N, T)$ ADF regresyonundaki i'inci yatay kesit birimi için kesitsel olarak genişletilmiş Dickey-Fuller test istatistiğidir.

Tablo 3, durağan olmayan sıfır hipotezinin hem sabit hem de sabit ve trend modellerinde SPDP ve SPDS hariç tüm değişkenler için reddedildiğini göstermektedir. Bu, SPDP ve SPDS hariç tüm değişkenler için serilerin seviyelerinde durağan veya sıfırıncı dereceden entegre, I(0) olduğu anlamına gelir. Bu nedenle, bu değişkenler için analizde panel modelleri serilerin seviyesinde tahmin edilecektir. Ancak, SPDP ve SPDS değişkenlerinin I(1) olduğu tespit edilmiştir. Bu nedenle, sahte regresyon sonuçlarından kaçınmak amacıyla, durağan olmayan SPDP ve SPDS değişkenlerini birinci farklarıyla birlikte modele dahil ediyoruz.

Model Seçimi

Çalışma, POLS, FE ve RE panel modellerini tahmin etmekte, ardından çapraz testler uygulamakta ve modelleri karşılaştırarak en uygun olanı bulmaya çalışmaktadır. POLS tahmin yöntemi, kesitsel boyutun veri matrisleri arasında fark olmadığı temel ifadesi altında sonuçlar sunmaktadır.

Tablo 4. Model Tanımlamasının Çapraz Testleri

Model Tanımlaması			
Çapraz Testler	Test İstatistikleri		Sıfır Hipotezi Kararı
POLS vs FE	F	1.81 (0.000)	Reddedildi
POLS vs RE	ALM	17.24 (0.000)	Reddedildi
FE vs RE	Hausman	242.30 (0.000)	Reddedildi

Not: p değerleri parantez içinde gösterilmektedir.

Sabit etkili model ile POLS modeli arasında seçim yapmak için bir F testi gerçekleştirdik. Sıfır hipotezi, tüm sabitlerin homojen olduğu ve dolayısıyla POLS modelinin uygulanabilir olduğu yönündedir. Tablo 4'te, F istatistiklerinin sonuçları (p değeri = 0,000), POLS modeli yerine FE panel modelini önermektedir.

POLS ve RE panel modelleri arasında daha iyi modeli seçmek için Ayarlanmış Lagrange Çarpımı Testi (ALM) kullanılmıştır. Rassal etkinin varyansının sıfırdan büyük olduğu ve bu durumda rassal etkiler modellerinin kullanılmasının gerektiği alternatif hipotezine karşı, sıfır hipotezi rassal etkinin varyansının sıfır olduğu ve dolayısıyla POLS modelinin uygun olduğu yönündedir. ALM testinin sonucuna göre (p değeri = 0,000), sıfır hipotezi reddedilir; bu, rassal etkili modelin POLS'a göre daha uygun olduğu anlamına gelir. ALM testi, iller arasında önemli farklar olduğunu gösterdiği için, seçenekler arasında POLS modelini hariç tutmaya karar verdik.

RE ve FE tahmincileri söz konusu olduğunda, Hausman (1978) testi RE panel modeli ile FE panel modeli arasında seçim yapmaya izin verir. Sıfır hipotezi, katsayılar arasındaki farkın sistematik olmadığını öne sürmektedir. Tablo 4'te, Hausman testinin sonucu (p-değeri=0,000), sabit etkili modelin rassal etkili modelden üstün olduğunu gösterir. Sabit etkili model, her grup için farklı sabitlere izin vermektedir.

Bulgular

Adım adım gerçekleştirdiğimiz tanı yaklaşımımız, sabit etkiler modelinin diğer iki seçeneğe kıyasla daha güvenilir olduğunu göstermektedir. Sabit etkiler tahmincisinin avantajı, tahmincilerin bireysel etkilerle korelasyonlu olsa bile tutarlı olmasıdır. Sabit etkiler modeli, belirli bireysel illere özgü olan ve zamanla değişmeyen tüm etkileri yakalar.

Tablo 5'teki sonuçları yorumlamadan önce, tablonun sonunda sunulan tanı testlerinin sonuçlarını tartışmak istiyoruz. İlk olarak, standart hata tahminlerinin sapmalı olmasına ve regresyon sonuçlarının yanlış yorumlanmasına yol açabilen değişen varyans ile başlıyoruz. Sabit etkiler modellerinde grup bazında değişen varyans için değiştirilmiş Wald testi istatistiği, verilerde değişen varyans olup olmadığını tespit etmek için kullanılır (Greene, 2000). Her iki model için de, Değiştirilmiş Wald Testi istatistiği değerleri sıfır hipotezini reddetmemize yol açmaktadır (Model I için 363.67 ve Model II için 361.64), bu da değişen varyansın varlığını göstermektedir (Greene, 2003).

İkinci olarak, seri korelasyon testini yaptık. Her bir yatay kesit birim için hata teriminin takip eden periyottaki hata terimiyle korelasyonuna serisel korelasyon adı verilir (Bhargava vd., 1982). Veri setinde serisel korelasyonun varlığını tespit etmek için Durbin-Watson testi ve Baltagi-Wu (1999) Yerel Olarak En İyi Değişmez (LBI) testlerini kullandık. Durbin-Watson testi ve LBI testinin test istatistikleri Model I için sırasıyla 1,5621 ve 1,6161 ve Model II için sırasıyla 1,5624 ve 1,6157'dir. Test istatistikleri 2'den küçükse serisel korelasyon mevcut olduğundan, sonuçlarımız serisel korelasyonun varlığını göstermektedir.

Son olarak, farklı paneller arasındaki bozulma terimlerinde korelasyonun bir göstergesi olan yatay kesit bağımlılığı test ettik. Pesaran (2004) testi, yatay kesit bağımlılığın olmadığı sıfır hipotezi altında modellerde yatay kesitsel bağımlılık sorunu olup olmadığını kontrol etmek için kullanılmaktadır. Her iki model için Pesaran test istatistiği %1 düzeyinde anlamlı olduğundan, verilerde yatay kesit bağımlılığın mevcut olduğu sonucuna varılmaktadır.

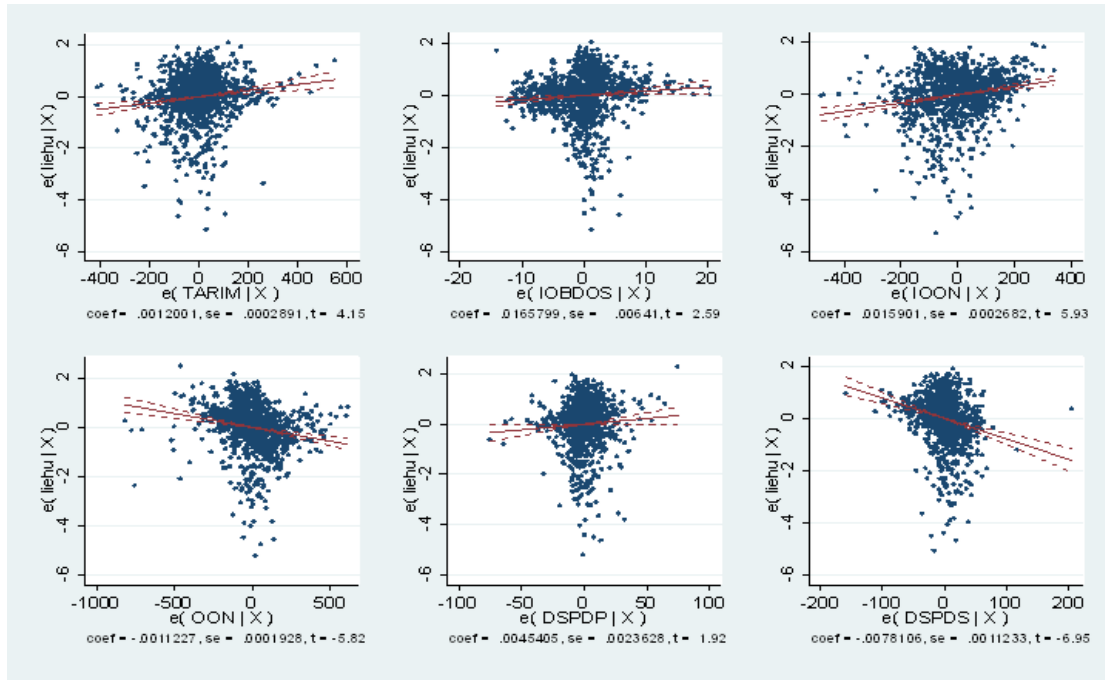
Genel olarak, tanı sonuçları, ilk sabit etkiler modelimizin serisel korelasyon, değişen varyans ve yatay kesit bağımlılık içerdiğini göstermektedir. Bu nedenle, her iki modeli de robust standart hatalarla yeniden tahmin ettik. Tablo 5'teki son iki sütun standart ve robust standart hataları sunmaktadır. Tabloda sunulan katsayı değerleri, serisel korelasyon, değişen varyans ve yatay kesit bağımlılığa karşı robust standart hatalarla tahmin edilmiştir.

Tablo 5. Sabit Etkili Panel Modellerinin ve Tanı Testlerinin Tahmini

Değişkenler	MODEL I			MODEL II		
	Katsayı	Standart hata	Robust standart hata	Katsayı	Standart hata	Robust standart hata
AGR	0.0012*	0.0002	0.0002	0.0012*	0.0002	0.0002
STRP	0.0164*	0.0064	0.0051	0.0165*	0.0064	0.0051
ENRP	0.0015*	0.0002	0.0003	0.0015*	0.0002	0.0003
STRS	-0.0053	0.0080	0.0122	-	-	-
ENRS	-0.0011*	0.0001	0.0004	-0.0011*	0.0001	0.0003
DSPDP	0.0042***	0.0024	0.0024	0.0045***	0.0023	0.0024
DSPDS	-0.0079*	0.0011	0.0009	-0.0078*	0.0011	0.0009
Sabit	5.1143*	0.3251	0.5209	5.0694*	0.3180	0.4796
F testi	46.28*		86.91*	53.94*		99.55*
R ²	0.2513			0.2510		
Tanı Testleri						
Değişen	Değiştirilmiş	363.67		361.64		
Varyans	Wald Testi	(0.000)		(0.000)		
Serisel	Durbin-	1.5621		1.5624		
Korelasyon	Watson					
	Baltagi-Wu	1.6161		1.6157		
	LBI					
Yatay Kesit	Pesaran	19.075		19.122		
Bağımlılık		(0.000)		(0.000)		

Notlar: (i)*, **, *** sırasıyla %1, %5 ve %10 istatistiksel anlamlılığı göstermektedir.; (ii) p değerleri parantez içinde gösterilmiştir.; (iii) D değişkenin ilk farkını belirtir.; (iv) Bağımlı değişken TOTEDU'dur.

Sabit etkiler panel modelinin tahmininden sonra, bağımsız değişkenler ile eğitim harcamalarının kısmi korelasyonu (TOTEDU) üzerinde bireysel etkilerin ve diğer yardımcı değişkenlerin etkisini kontrol etmek için kullanılan eklenen değişken grafiği kullanıldı. Grafik, tüm bağımsız değişkenlerin eklenmiş değişkenli grafiklerinden oluşan bir matris oluşturmakta ve çok değişkenli panel regresyonundan bir bağımsız değişken ile bağımlı değişken arasındaki kısmi korelasyonu göstermektedir (Gallup, 2020). Tahmin sonuçları, yöntem bölümündeki model tanımlamamıza göre Tablo 5 ve Şekil 3'te sunulmuştur. İlk tahminde, Tablo 1'de listelenen tüm değişkenleri dahil ettik. İlköğretim için öğrenci nüfus yoğunluğunun (DSPDP) ve ortaöğretim için öğrenci-öğretmen oranının (STRS) birinci farkı hariç tüm değişkenler %1 düzeyinde istatistiksel olarak anlamlıdır. DSPDP, kabul edilebilir bir düzey olan %10 düzeyinde anlamlı olmasına rağmen, STRS hiçbir kabul edilebilir düzeyde istatistiksel olarak anlamlı değildir. Bu nedenle, STRS'yi çıkararak aynı modeli yeniden tahmin ettik. Şekil 3, Model II için eklenen değişken grafiklerini içermektedir. Eklenen değişken grafiği, modele başka değişkenler de dahil edildiğinde bağımsız değişken ve TOTEDU arasındaki ilişkinin grafiksel bir gösterimini sağlamaktadır.



Şekil 3. Eklenen Değişken Grafiği

Tablo 5 ve Şekil 3'teki ikinci modelin sonuçları, DSPDP (10%) hariç tüm değişkenlerin %1 düzeyinde istatistiksel olarak anlamlı olduğunu göstermektedir. Bu nedenle:

Hipotez 1'i kabul ediyoruz: gayri safi il hasılasındaki tarım sektörünün payı ile illerin kişi başına düşen toplam ilk ve orta öğretim olarak harcamaları arasında istatistiksel olarak anlamlı bir ilişki vardır. Tarım sektörünün payı, kişi başına düşen toplam il harcamaları üzerinde istatistiksel olarak anlamlı ve pozitif bir etkiye sahiptir. Özellikle, tarım sektörünün payındaki her bir birimlik artış için eğitim harcamaları %0,12 oranında artmaktadır. Bu, Türkiye'de il düzeyinde eğitim hizmetlerinin sağlanmasında ölçek ekonomilerinin bir işaretidir. Bulgularımız Tholkes ve Sederberg'in (1990) bulgularıyla tutarlıdır. Yukarıda tartışıldığı gibi, tarım sektörünün payı, doğal verimsizliklerin olduğu bir ilin kırsal doğasının bir göstergesidir. Önemli düzeyde tarımsal ekonomik faaliyete sahip iller, diğer illere göre ilk ve orta öğretime daha fazla harcama yapmaktadır.

Hipotez 2 açısından tahminlerimiz karışık sonuçlar sunmaktadır. İlköğretim düzeyinde, Türkiye'de öğrenci-öğretmen oranı (STRP) ve kayıt oranı (ENRP) ile toplam kişi başına eğitim harcamaları arasında Castles (1989) ve Nord (1983) bulgularına benzer şekilde istatistiksel olarak anlamlı bir ilişki bulduk. Öğrenci-öğretmen oranındaki (STRP) ve kayıt oranındaki (ENRP) artış, kişi başına düşen toplam eğitim harcamalarında (TOTEDU) bir artışa yol açacaktır. Ortaöğretimde ise öğrenci-öğretmen oranındaki (STRS) ve kayıt oranındaki (ENRS) artış, kişi başına düşen toplam eğitim harcamalarını (TOTEDU) negatif yönde etkilemektedir. Ancak, ortaöğretim için öğrenci-öğretmen oranı (STRS) kabul edilebilir düzeyde istatistiksel olarak anlamlı değildir, buna karşın ortaöğretim için kayıt oranı (ENRS) değişkeni bağımlı değişken (TOTEDU) üzerinde %1 anlamlılık düzeyinde istatistiksel olarak anlamlı ve negatif etkiye sahiptir. ENRS katsayısı, ENRS bir birim arttığında TOTEDU'nun zamanla %0,01 arttığını gösterir. STRS'deki değişken istatistiksel olarak anlamlı olmadığından, modelden çıkardık ve modeli yeniden tahmin ettik. Tablo 5'in Model II sütununda sunulduğu gibi, STRS'nin modelden çıkarılmasının diğer değişkenlerin değerleri ve istatistiksel anlamlılık seviyeleri üzerinde herhangi bir etkisi olmamıştır.

Son hipoteze gelince, öğrenci nüfus yoğunluğu ile illerin kişi başına düşen toplam ilköğretim ve ortaöğretim harcamaları arasında istatistiksel olarak anlamlı bir ilişki olduğunu kabul ediyoruz. Ancak, ilk ve orta öğretim için değişkenlerin işareti ters yöndedir. İlk öğretim için öğrenci nüfus

yoğunluğu (SPDP), bağımlı değişken (TOTEDU) üzerinde %10 anlamlılık düzeyinde pozitif bir etkiye sahiptir. Orta öğretim için nüfus yoğunluğu (SPDS) ise bağımlı değişken (TOTEDU) ile %1 anlamlılık düzeyinde negatif ilişkilidir.

Tartışma, Sonuç, Öneriler

Kalkınma ekonomisinde orta gelir tuzağı, bir ülkenin gelişme düzeyini arttırmakta ve yüksek gelir statüsüne ulaşmakta zorlanması durumunu ifade eder (Gill vd., 2007). Orta gelir tuzağının üstesinden gelmek, bir ülkenin beşeri sermaye düzeyiyle doğrudan bağlantılı olduğu için uzun zamandır önemli bir sosyo-ekonomik sorun olarak algılanmaktadır. İnovasyonu güçlendirmek ve beşeri sermaye kalitesini artırmak için eğitime yatırım yapmak, orta gelir tuzağının üstesinden gelmenin en etkili yolu olmuştur (Hara, 2021).

Türkiye, 2007 yılında Dünya Bankası tarafından “üst-orta gelirli ülke” olarak sınıflandırılmıştır. Türkiye, 2001 yılından sonra doğrudan yabancı yatırımları çekmek için ekonomik reformlara girerek istikrarlı ekonomik büyümesini sürdürmüştür. 2020 yılına kadar dış ticaret sektörünü güçlü bir şekilde geliştirirken enflasyon oranını da kontrol altında tutmuştur. Ancak 2020 yılından itibaren Türkiye'nin ekonomik kalkınması durmuş ve orta gelir tuzağı sinyalleri vermeye başlamıştır. Dünya Bankası'na göre, Türkiye'nin gayrisafi yurtiçi hasılası (GSYH) 2014 yılında 939 milyar dolardan 2020 yılında 720 milyar dolara düşmüştür. Son dönemde yüksek enflasyon, yüksek işsizlik oranı ve yüksek borç orta gelir tuzağı korkularını körüklemeye başladı.

Türkiye için, beşeri sermaye kalitesini artırmak amacıyla eğitime yatırım yapmak orta gelir tuzağından kurtulmanın tek yoludur. Çünkü ülke ekonomisinin kompozisyonu elektrikli araçlar, dronlar ve beyaz eşyalar gibi yüksek katma değerli ürünler üretmeye doğru ilerlemektedir. Dolayısıyla, kamu eğitim harcamalarının verimliliğini artırmak sadece bütçe disiplini ve mali alan meselesiyle ilgili değil, aynı zamanda orta gelir tuzağından kurtulmak için daha yüksek ekonomik büyüme oranına ulaşmakla da alakalıdır. Bu bağlamda, kamu eğitim harcamalarının analiz edilmesi, politika yapıcılarının bütçe kaynaklarının kullanımında verimliliği ve etkinliği artırmanın yollarını belirlemelerine yardımcı olmaktadır.

Analizimiz, tarım sektörünün payı, öğrenci-öğretmen oranı, okullaşma oranı ve öğrenci nüfus yoğunluğunun Türkiye'de il düzeyinde kamu eğitim harcamalarının önemli belirleyicileri olduğunu göstermektedir. Bulgularımız göz önüne alındığında, politika yapıcılara halkın ihtiyaçlarına cevap verebilmek için toplam eğitim harcamalarının belirlenmesinin nasıl iyileştirilebileceğine dair öneri olarak burada belirtilmesi gereken bazı çıkarımlar mevcuttur:

İlk olarak, bütçe kaynaklarının tahsisi için öğrenci başına formül belirlenirken illerin ekonomik yapısının dikkate alınması gerekmektedir. Daha kırsal illerde eğitim hizmetleri sunmanın daha maliyetli olduğu görülmektedir. Elde ettiğimiz sonuçlar, Almadin ve diğerlerinin (2022) Filipinler için bulguları ile benzerlik göstermektedir. Onların bulguları, kentleşmenin eğitim hizmetlerinin maliyetini artırmadığı yönündedir. Bulgularımız, Türkiye'nin kırsal kesimlerinde eğitim hizmetlerinin sunumunda ölçek ekonomilerinin olmadığını gösterse de, ölçek ekonomilerinin dinamiklerini anlamak için ek araştırmalar yapılması gerekmektedir. Kırsal illerde eğitim hizmeti sunumunun maliyetindeki artışın nedenlerini anlamaya ihtiyaç vardır: ulaşım maliyeti mi, yatırım maliyeti mi, yoksa öğrenci dağılımı mı? Maliyet, belirli bir eğitim kalitesi seviyesine ulaşılmasını nasıl etkilemektedir?

İkinci olarak, öğrenci-öğretmen oranı ve okullaşma oranı önemli bir rol oynamaktadır, ancak ilköğretim ve ortaöğretim için farklı yönlerdedir. Öğrenci-öğretmen oranı ve okullaşma oranı literatürde kamu eğitim harcamalarının belirleyicilerini açıklamada önemli değişkenlerdir (Nord, 1983). Ancak Türkiye'de bu değişkenlerin ilk ve ortaöğretim harcamaları üzerinde farklı etkileri bulunmaktadır. İlköğretimde öğrenci-öğretmen oranı ve okullaşma oranı arttıkça harcamaların da artmaya devam etmesi, ilköğretim okullarının optimal büyüklüğün ötesinde faaliyet gösterdiğinin bir işaretidir. Politika yapıcılar için Türkiye'de ilkokulların aşırı kalabalık olup olmadığını araştırmak önemlidir. Aynı olguyu ortaöğretimde gözlemlemiyoruz. Ortaöğretimde öğrenci-öğretmen oranının

eğitim harcamaları üzerinde istatistiksel olarak anlamlı bir etkisi yoktur. Ancak, okullaşma oranı oldukça anlamlı bir negatif etkiye sahiptir. Bu durum, ortaöğretim hizmet sunumuna aşırı yatırım yapıldığını ve kayıt oranlarının iyileştirilmesi gerektiğini göstermektedir. İlave bir öğrenci başına marjinal maliyetteki düşüş, ortaöğretim okullarının yetersiz kaldığını göstermektedir.

İlk ve orta öğretimde gözlemlenen farklılıkları açıklayabilecek çeşitli faktörlerden söz edilebilir. İlk ve orta öğretim farklı zamanlarda ve farklı süreçlerle zorunlu hale getirilmiştir. İlköğretim, cumhuriyetin ilk yıllarından itibaren özellikle kırsal kesimde okul yatırım seferberliği ile zorunlu hale getirilmiştir. Bu dönemde inşa edilen ilköğretim okullarının birçoğu ekonomik ömrünü tamamlamıştır ve ek yatırımlara ihtiyaç duyulmaktadır. Okul süresi açısından, ilköğretim uzun süre beş yıl olarak uygulanmış ve 1997 yılında buna üç yıl daha eklenmiştir. Ortaöğretim ise çok yakın bir tarihte -2012-2013 eğitim-öğretim yılından itibaren- zorunlu hale getirilmiştir ve ortaöğretimde okullaşma oranı her zaman ilköğretimden daha düşük olmuştur. Bu bağlamda, kız çocuklarının ortaöğretime katılımını artıracak politikaların tasarlanması önem taşımaktadır; zira anekdot niteliğindeki kanıtlar, ailelerin özellikle kırsal kesimlerde kız çocuklarının ilköğretimden sonra eğitimlerine devam etmelerine izin verme konusunda isteksiz olduklarını göstermektedir. Son olarak, özel okul tercihi ilköğretime kıyasla ortaöğretim düzeyinde daha yaygındır ve bu da kamu eğitim harcamalarının görelisi olarak ikame edilmesi durumunu yaratmaktadır.

Üçüncü olarak, öğrenci nüfus yoğunluğuna ilişkin sonuçlar diğer çalışmaların sonuçlarıyla tutarlıdır (Bischoff ve Prasetya, 2019; Grob ve Wolter, 2007). İlköğretimde öğrenci nüfus yoğunluğunun istatistiksel olarak anlamlı pozitif bir etkisi mevcuttur. Bu durum, ilköğretim düzeyinde potansiyel optimal altı okul büyüklüğüne ilişkin daha önceki gözlemlerle tutarlıdır. Daha da önemlisi, ortaöğretim için öğrenci nüfus yoğunluğunun istatistiksel olarak anlamlı negatif etkisi, ortaöğretimde kayıt oranlarının iyileştirilmesi için bir alan olduğuna dair bir başka işarettir.

Üç bulgumuz – ulus-altı düzeylerin ekonomik yapısının rolü, öğrenci öğretmen oranı ve okullaşma oranının önemi ve öğrenci nüfus yoğunluğunun etkisi - Brezilya, Arjantin, Kolombiya ve diğerleri gibi orta gelir tuzağında sıkışmış büyük ve çeşitlilik taşıyan gelişmekte olan ülkeler için dersler sunmaktadır. Bu ülkeler, orta gelir tuzağı sorunuyla mücadelede ulus-altı düzeyde eğitim harcamalarının etkinliğini artırmada bu faktörlerin rolünü göz önünde bulundurmalıdır.

Bununla birlikte, analizimiz çeşitli eksikliklerinden söz edilebilir. Analizimizdeki önemli bir eksik değişken, iç ve dış göç kalıpları hakkındaki bilgilerdir. Çeşitli göç kalıplarına ilişkin mevcut verilerin eksikliği, iç ve dış göçün neden olduğu nüfus değişkenliğinin etkisini analiz etmemizi engellemektedir. 2008-2021 çalışma dönemi boyunca iç göç açısından, iller arası göçten ziyade il içi göç hareketliliğinde artış gözlenmiştir. Birçok ilde, özellikle Güneydoğu illerinde güvenlik nedenlerinden dolayı illerin kırsal alanlarından kentsel alanlarına doğru artan bir göç yaşanmıştır. Ayrıca, 2012 yılında yürürlüğe giren Büyükşehir Belediyeleri Kanunu, kentleşme oranı yüksek illerdeki tabloyu daha da karmaşık hale getirmiştir. Yasa, kent tanımını 30 ilin tüm coğrafi alanını kapsayacak şekilde genişlettiğinden, Türkiye İstatistik Kurumu kent/kır tanımlarını değiştirmiştir. Dış göçle ilgili olarak, Suriye ve diğer ülkelerden gelen göçmenler konusunda il düzeyinde güvenilir rakamlar bulunmamaktadır.

Sonuç olarak, Türkiye'nin orta gelir tuzağından kaçınması için hem akademik hem de politika karar alıcılara çeşitli öneriler sunulabilir. Akademik camia, eğitim hizmeti sunum maliyetinin bileşenlerini ve ilköğretimde optimum sınıf büyüklüğünü araştırarak daha iyi politika yapımına teknik girdiler sağlayabilir. Kırsal kesimde maliyete neden olan unsurların daha iyi anlaşılması ve optimum sınıf büyüklüğünün belirlenmesi, politika tercihlerine ışık tutacaktır. Politika yapıcılar açısından bakıldığında, bulgularımız eğitim harcamalarının finansmanına ilişkin mevcut formülün gözden geçirilmesi gerektiğini göstermektedir. Akademik bulgular, eğitim harcamalarının kırsal ve kentsel iller arasında paylaştırılması, öğrenci-öğretmen oranlarının belirlenmesi ve okullaşma oranının teşvik edilmesi konularında politika yapıcılarını bilgilendirmelidir.

Kaynakça

- Acar, E. Ö., Cilasun, S. M., & Günalp, B. (2016). *An analysis of education expenditures in Turkey by income groups* (Working Paper No. 991). The Economic Research Forum (ERF). <https://erf.org.eg/app/uploads/2016/04/991.pdf>
- Acar, E. Ö., Günalp, B., & Cilasun, S. M. (2016). An empirical analysis of household education expenditures in Turkey. *International Journal of Educational Development*, 51, 23-35. <https://doi.org/10.1016/j.ijedudev.2016.03.007>
- Almadin, H., Antiporda, J. M. Q., & Suin, K. A. S. (2022). An empirical analysis on the determinants of public education expenditure in the Philippines. *Journal of Economics Finance and Accounting Studies*, 4(1), 505-518. <https://doi.org/10.32996/jefas.2022.4.1.38>
- Arellano, M., & Bond, S. (1991). Tests of specification for panel data: Monte Carlo evidence and an application to employment equations. *Review of Economic Studies*, 58(2), 277-297. <https://doi.org/10.2307/2297968>
- Baltagi, B., & Wu, P. (1999). Unequally spaced panel data regressions with AR(1) disturbances. *Econometric Theory*, 15(6), 814-823. <https://doi.org/10.1017/S0266466699156020>
- Bayar, A. A., & Bengi, Y. İ. (2016). Determinants of household education expenditures: Do poor spend less on education?. *Topics in Middle Eastern and North African Economies*, 18(1), 83-111. <https://ecommons.luc.edu/meea/224/>
- Bhargava, A., Franzini, L., & Narendranathan, W. (1982). Serial correlation and the fixed effects model. *Review of Economic Studies*, 49(4), 533-549. <https://doi.org/10.2307/2297285>
- Bischoff, I., & Prasetyia, F. (2019). Determinants of local public expenditures on education: Empirical evidence for Indonesian districts between 2005 and 2012. *International Journal of Education Economics and Development*, 10(2), 115-147. <https://doi.org/10.1504/IJEED.2019.10018476>
- Busemeyer, M. R. (2007). Determinants of public education spending in 21 OECD democracies, 1980-2001. *Journal of European Public Policy*, 14(4), 582-610. <https://doi.org/10.1080/13501760701314417>
- Castles, F. G. (1989). Explaining public education expenditure in OECD nations. *European Journal of Political Research*, 17(4), 431-448. <https://doi.org/10.1111/j.1475-6765.1989.tb00202.x>
- Chakrabarti, A., & Joglekar, R. (2006). Determinants of expenditure on education an empirical analysis using state level data. *Economic and Political Weekly*, 41(15), 1465-1472. <https://www.jstor.org/stable/4418088?seq=1>
- Cristobal, J. P., Cordero, M. A., & Manapat, Carlos L. (2022). Analysis of the determinants of public education expenditures in the philippines. *Journal of Economics, Finance and Accounting Studies*, 4(2), 276-291. <https://doi.org/10.32996/jefas.2022.4.2.22>
- Dragomirescu-Gaina, C. (2015). An empirical inquiry into the determinants of public education spending in Europe. *IZA Journal of European Labor Studies*, 25(4), 1-24. <https://doi.org/10.1186/s40174-015-0049-7>
- Fernandez, R., & Rogerson, R. (1997). *The determinants of public education expenditures: Evidence from the states, 1950-1990* (Working Paper No. 5995). National Bureau of Economic Research (NBER). <https://doi.org/10.3386/w5995>
- Gallup, J. L. (2020). Added-variable plots for panel-data estimation. *Stata Journal*, 20(1), 30-50. <https://doi.org/10.1177/1536867X20909689>
- Gill, I., Kharas, H., Bhattasali, D., Brahmbhatt, M., Datt, G., Haddad, M., Mountfield, E., Tatucu, R., & Vostroknutova, E. (2007). *An East Asian renaissance: Ideas for economic growth*. World Bank. https://www.researchgate.net/publication/242615637_An_East_Asian_Renaissance_Ideas_for_Economic_Growth
- Greene, W. H. (2000). *Econometric analysis* (4th ed.). Prentice Hall.
- Greene, W. H. (2003). *Econometric analysis* (5th ed.). Prentice Hall.

- Grob, U., & Wolter, S. C. (2007). Demographic change and public education spending: A conflict between young and old?. *Education Economics*, 15(3), 277-292. <https://doi.org/10.1080/09645290701273467>
- Hara, M. (2021). *Educational factors predicting middle-income trap and international competitiveness index in Southeast Asia* [Doctoral dissertation, Walden University]. <https://scholarworks.waldenu.edu/cgi/viewcontent.cgi?article=11769&context=dissertations>
- Hausman, J. A. (1978). Specification tests in econometrics. *Econometrica*, 46(6), 1251-1271. <https://doi.org/10.2307/1913827>
- Hazine ve Maliye Bakanlığı. (2024). *Official statistics*. <https://en.hmb.gov.tr>
- Hirsch, W. Z. (1960). Determinants of public education expenditures. *National Tax Journal*, 13(1), 29-40. <https://doi.org/10.1086/NTJ41790789>
- Hübner, O. (2005). *Panel data econometrics: Modelling and estimation* (Working Paper No. 319). Hannover University, Faculty of Economics and Management. https://diskussionspapiere.wiwi.uni-hannover.de/pdf_bib/dp-319.pdf
- Imam, P. A., & Temple, J. R. W. (2024). *At the threshold: The increasing relevance of the middle-income trap* (Working Paper No. 24/91). IMF. <https://doi.org/10.5089/9798400274855.001>
- Imana, D. K. (2017). The determinants of public education expenditures: An empirical analysis of changing patterns and growth of public expenditure on education in Kenya. *Journal of Public Administration and Governance*, 7(4), 1-23. <https://doi.org/10.5296/jpag.v7i4.11972>
- Jabbar, N. A., & Selvaratnam, D. P. (2017). Analysis of the determinants of education expenditures in Malaysia. *Journal of International Business Economics and Entrepreneurship*, 2(1), 1-10. https://www.researchgate.net/publication/353684336_Analysis_of_the_Determinants_of_Education_Expenditures_in_Malaysia
- McMahon, W. W. (1970). An economic analysis of major determinants of expenditures on public education. *The Review of Economics and Statistics*, 52(3), 242-252. <https://doi.org/10.2307/1926292>
- Millî Eğitim Bakanlığı. (2024). *Official statistics*. <https://sgb.meb.gov.tr/www/resmi-istatistikler/icerik/64>
- Monk, D. H., & Haller, E. J. (1986). *Organizational alternatives for small schools*. State University of New York.
- Mullahy, J., & Norton E. (2022). *Why transform Y? A critical assessment of dependent-variable transformations in regression models for skewed and sometimes-zero outcomes* (Working Paper No. 30735). NBER. <https://doi.org/10.3386/w30735>
- Nord, S. (1983). On the determinants of public education expenditures. *The American Economist*, 27(2), 21-28. <https://journals.sagepub.com/doi/10.1177/056943458302700204>
- Pesaran, M. H. (2004). *General diagnostic tests for cross section dependence in panels* (Working Paper No. 1229). CESifo Network. <https://doi.org/10.2139/ssrn.572504>
- Pesaran, M. H. (2006) Estimation and inference in large heterogeneous panels with a multifactor error structure. *Econometrica*, 74(4), 967-1012. <https://doi.org/10.1111/j.1468-0262.2006.00692.x>
- Pesaran, M. H. (2007). A simple panel unit root test in the presence of cross-section dependence. *Journal of Applied Econometrics*, 22(2), 265-312. <https://doi.org/10.1002/jae.951>
- Porteña, J. M. (1997). Demographic structure and the political economy of public education. *Journal of Policy Analysis and Management*, 16(1), 48-66. [https://doi.org/10.1002/\(SICI\)1520-6688\(199724\)16:1<48::AID-PAM3>3.0.CO;2-I](https://doi.org/10.1002/(SICI)1520-6688(199724)16:1<48::AID-PAM3>3.0.CO;2-I)
- Sagarik, D. (2013). An analysis of the determinants of education expenditure in Thailand. *Asian Politics & Policy*, 5(2), 227-248. <https://doi.org/10.1111/aspp.12027>
- Shapiro, S. (1962). Socio-economic determinants of expenditures for education: Southern and other states compared. *Comparative Education Review*, 6(2), 160-166. <https://doi.org/10.1086/444928>

- Sheikh, R. I. (2019). Analysis of the determinants of public education expenditures in Bangladesh. *Journal of Public Administration and Governance*, 9(3), 151-178. <https://doi.org/10.5296/jpag.v9i3.15419>
- Strawczynski, M., & Zeira, J. (2003). What determines education expenditure in Israel?. *Isreal Economic Review*, 1, 11-33. https://www.researchgate.net/publication/252061999_What_determines_education_expenditure_in_Israel
- Tholkes, R. J., & Sederberg, C. H. (1990). Economies of scale and rural school. *Research in Rural Education* 7(1), 9-15. https://jrre.psu.edu/sites/default/files/2019-08/7-1_8.pdf
- Türkiye İstatistik Kurumu. (2024a). *National education statistics*. <https://data.tuik.gov.tr/Bulten/Index?p=National-Education-Statistics-2023-53444>
- Türkiye İstatistik Kurumu. (2024b). *National population statistics*. <https://data.tuik.gov.tr/Kategori/GetKategori?p=Population-and-Demography-109>
- Verbina, I., & Chowdhury, A. (2004). What determines public education expenditures in Russia?. *The Economics of Tradition*, 12(3), 489-508. <https://onlinelibrary.wiley.com/doi/full/10.1111/j.0967-0750.2004.00190.x>
- Yilmaz, S., & Guner, A. (2013). Local government discretion and accountability in Turkey. *Public Administration and Development*, 33(2), 125-142. <https://doi.org/10.1002/pad.1646>
- Yun, W. S., & Yusoff, R. (2018). The determinants of public education expenditure in Malaysia. *Jurnal Ekonomi Malaysia*, 52(2), 1-17. <https://doi.org/10.17576/JEM-2018-5202-9>