



Article Info/Makale Bilgisi

✓Received/Geliş:02.03.2023 ✓Accepted/Kabul:19.06.2023

DOI:10.30794/pausbed.1259311

Research Article/Araştırma Makalesi

Çakır, N. Z. ve Çağlayan Akay, E., " Türkiye’de İller Arasında Beş Yaş Altı Çocuk Ölüm Hızının Mekânsal Etkileşimi: Mekânsal Probit Modelleri", *Pamukkale Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü Dergisi*, Sayı 58, Denizli, ss. 327-342.

TÜRKİYE’DE İLLER ARASINDA BEŞ YAŞ ALTI ÇOCUK ÖLÜM HIZININ MEKÂNSAL ETKİLEŞİMİ: MEKÂNSAL PROBİT MODELLERİ*

Nazife Zeynep ÇAKIR**, Ebru ÇAĞLAYAN AKAY***

Öz

Beş yaş altı çocuk ölüm hızı konusunda, Türkiye özellikle son yıllarda gösterdiği hızlı gelişmeye rağmen hala birçok ülkenin gerisinde bulunmaktadır. Nitekim, ülke genelinde iller arasında çocuk ölümleri hususunda büyük eşitsizliklerin mevcut olduğu bilinmektedir. İlgili sorunun önüne geçilmesinde, ölüm hızını etkileyen faktörlerin belirlenmesi oldukça önem arz etmektedir. Bu yönde yapılacak çalışmalar ile, ölüm hızının düşüşünde etkili olabilecek strateji ve politikaların geliştirilmesinin yolu açılacaktır. Bu doğrultuda çalışmanın amacını, 2019 yılında Türkiye’de beş yaş altı çocuk ölüm hızının iller arasındaki mekânsal etkileşiminin ve belirleyicilerinin mekânsal probit modelleri kullanarak analiz edilmesi oluşturmaktadır. Klasik probit modelinde mekânsal bağımlılık yapısının tespit edilmesinin ardından, Yaklaşık Olabilirlik tahmin yöntemi (Approximate Likelihood Estimation) kullanılarak, mekânsal gecikme (Spatial Autoregressive Model, SAR) ve mekânsal hata bağımlılığına (Spatial Error Model, SEM) sahip probit modelleri tahmin edilmiştir. Tahminler neticesinde, kişi başında düşen gelir, merkezi devlet sağlık harcamaları ile ilköğretim ve ortaöğretim mezun oranlarının, beş yaş altı çocuk ölüm hızının üzerinde etkili olduğu ve ölüm hızını azalttığı belirlenmiştir.

Anahtar kelimeler: *Beş Yaş Altı Çocuk Ölüm Hızı, SAR Probit Modeli, SEM Probit Modeli, Yaklaşık Olabilirlik Tahmin Yöntemi.*

Jel Sınıflandırması: C21, C25, J13.

SPATIAL INTERACTION OF UNDER-FIVE MORTALITY RATE AMONG PROVINCES IN TURKEY: SPATIAL PROBIT MODELS

Abstract

Despite the rapid development shown in recent years, Turkey still lags behind many countries in terms of under-five mortality rate. As a matter of fact, it is known that there are still great inequalities in child mortality among provinces across the country. It is critical to determine the factors affecting the death rate in order to prevent the related problem. The studies to be carried out in this direction will pave the way for the development of strategies and policies that can be effective in reducing the mortality rate. In this direction, the aim of the study is to analyze the spatial interaction between provinces and the determinants of the under-five mortality rate in Turkey in 2019 by using spatial probit models. After determining the spatial dependence structure in the classical probit model, probit models with spatial delay (Spatial Autoregressive Model, SAR) and spatial error dependence (Spatial Error Model, SEM) have been estimated using the Approximate Likelihood Estimation method. As a result of the estimations, it has been concluded that per capita income, central government health expenditures and primary and secondary education graduation rates have a decreasing effect on under-five mortality rate.

Keywords: *Under-Five Mortality Rate, SAR Probit Model, SEM Probit Model, Approximate Likelihood Estimation Method.*

JEL Classification: C21, C25, J13.

*Bu makale birinci yazarın, ikinci yazar danışmanlığında hazırladığı doktora tezinden üretilmiştir. Ayrıca bu makale 18-19 Mart 2023 tarihleri arasında düzenlenen, INSAC Uluslararası Sosyal ve Eğitim Bilimleri Araştırmaları Kongresi’nde sunulan “Beş Yaş Altı Çocuk Ölüm Hızının Mekânsal Probit Modeli ile Analizi” isimli bildirinin yeniden düzenlenmiş ve kapsamlı bir şekilde genişletilmiş halidir.

**Arş. Gör. Dr., Çanakkale Onsekiz Mart Üniversitesi, Biga İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi, Ekonometri Bölümü, ÇANAKKALE.

e-posta: zeynepcakir@comu.edu.tr (<https://orcid.org/0000-0002-3207-4528>)

***Prof. Dr., Marmara Üniversitesi, İktisat Fakültesi, Ekonometri Bölümü, İSTANBUL.

e-posta: ecaglayan@marmara.edu.tr (<https://orcid.org/0000-0002-9998-5334>)

1. GİRİŞ

Ülkelerin gelişmişlik düzeyleri, ekonomik büyümelerine bağlı olduğu kadar kalkınma düzeyleriyle de yakından ilişkilidir. Gelişmekte olan ülkelerde ekonomi ve toplum üzerine çalışmalar yürüten araştırmacılar, temel makroekonomik göstergelerin, ülkelerin kalkınma düzeyini göstermede yeterli olmadığını savunmuşlardır (Todaro, 1992: 359). Bu doğrultuda, ülkelerin kalkınma düzeylerinin çeşitli gelir istatistiklerinden daha farklı yöntemlerle ölçülmesinin gerekliliği ortaya çıkmıştır. Kalkınma düzeyinin belirlenmesi noktasında, ekonomik göstergelerden daha fazlasına ihtiyaç duyulması üzerine, Birleşmiş Milletler (United Nations, UN) tarafından sosyal göstergeleri de hesaba katan İnsani Gelişme Raporu (Human Development Rapor, HDR) yayınlanmıştır. UN Kalkınma Programı (United Nations Development Program, UNDP), ilki 1990 yılında yayınlanan HDR ile ülkelerin kalkınma düzeylerinin sistematik ve kapsamlı şekilde analiz edilebilmesi için girişimde bulunmuştur. Yayınladığı endekslerden biri olan İnsani Gelişme Endeksi (Human Development Index, HDI) sağlık, gelir ve eğitim bileşenlerinden oluşmaktadır. HDI, sağlık bileşeni için doğumda beklenen yaşam süresini, eğitim bileşeni için beklenen ve ortalama eğitim süresini, gelir bileşeni için ise kişi başına düşen geliri dikkate almaktadır. HDI'nin sağlık bileşeninin göstergesi olan doğumda beklenen yaşam süresi üzerinde, çocuk sağlık düzeyinin etkisi büyük önem arz etmektedir. Baker ve Fugh-Berman'a (2009) göre çocuk ölümleri, doğumda beklenen yaşam süresinin en önemli belirleyicisidir (Baker ve Fugh-Berman, 2009: 678-679). Çocuk ölümlerinin en temel göstergesinin ise, ilk beş yıl içerisindeki ölüm olasılığı olarak tanımlanan beş yaş altı çocuk ölüm hızının olduğu belirtilmektedir (Vakili vd., 2015: 810).

Dünya Sağlık Örgütü tarafından, ülkelerin sağlık sistemlerini değerlendirmede en çok kullanılan kriterlerin başında, ülkelerdeki bebek ve beş yaş altı çocuk ölüm istatistikleri yer almaktadır (UNDP, 1998: 73). Gerek ülkedeki sağlık sektörü üzerine uygulanan kamu politikalarının etkinliğini temsil etmesi ve gerekse de HDI kapsamında kalkınma düzeyini gösteren bir ölçüt olarak kabul edilmesinden kaynaklı olarak, beş yaş altı çocuk ölüm hızının belirleyicilerinin tespiti araştırmacılar için önemli bir konu haline gelmiştir (Wheatley, 2015: 3).

Birleşmiş Milletler Çocuklara Yardım Fonu'na (United Nations International Children's Emergency Found, UNICEF) göre çocuk ölümlerinin çoğu ilk beş yılda gerçekleşmektedir (Levels & trends in child mortality report, UNICEF, 2022: 12). Bu nedenle, ülkeler açısından beş yaş altı çocuk ölüm hızının düşürülmesi ivedilikle çözüm bekleyen bir sorun haline gelmiş, çözüm noktasında girişimler başlatılmıştır. Türkiye'de de Sağlık Bakanlığı tarafından Sağlıkta Dönüşüm Programı kapsamında, gerçekleştirilen sağlık reformları ve 2009 yılında uygulanmaya başlanan Bebek Ölümleri İzleme Sistemi ile çocuk ölümlerinin temel belirleyicisi olan beş yaş altı çocuk ölüm hızının düşürülmesi hedeflenmiştir.

Küresel bir sorun olan beş yaş altı çocuk ölüm hızının, 2019 yılı için Türkiye'de iller arasındaki mekânsal etkileşiminin ve belirleyicilerinin, mekânsal probit modeli kullanarak belirlenmesi çalışmanın amacını oluşturmaktadır. Mekânsal probit modelinin kullanılmasında, ekonomik değişkenlerin çoğunlukla normal dağılım sergilemesinden kaynaklı olarak probit modelinin teorik olarak tercih edilebilirliğinin daha yüksek olması ile sosyal bilimler alanında kullanılan verilerin mekânsal bağımlılığa yönelik eğilimi etkili olmuştur (Studenmund, 2014: 432; Darmofal, 2015: 158-159).

Çalışmada mekânsal probit modelinin nitel bağımlı değişkeni, beş yaş altı çocuk ölüm hızının medyan değerinde olma olasılığını göstermektedir. Bu doğrultuda ölüm hızı, medyan değer üzerinde olan ilin yüksek ölüm hızına, altında olan ilin ise düşük ölüm hızına sahip olduğu ifade edilmektedir. Nitel bağımlı değişkeni oluştururken medyan değerinin kullanılması, örneklem ve analizdeki varyasyonlara karşı daha sağlam olduğu gerekçesine dayanmaktadır (Morey vd., 1993: 584).

Mekânsal nitel tercih modellerine ait kısıtlı düzeydeki literatüre katkıda bulunması beklenen çalışmada, literatüre uygun olarak kişi başına düşen Gayri Safi Yurt İçi Hasıla (GSYİH) ve merkezi devlet sağlık harcaması ile Türkiye'de zorunlu eğitimi kapsayan ilköğretim ve ortaöğretim mezunlarının oranı modele açıklayıcı değişken olarak ilave edilmiştir. Modele eklenen açıklayıcı değişkenler kapsamında, beş yaş altı çocuk ölüm hızının üzerinde illerin ekonomik gelişmişliği ve sahip olduğu eğitim seviyesi ile yapılan merkezi devlet sağlık harcamalarının etkisi araştırılmaktadır.

Çalışmanın literatüre katkı sağlaması beklenen unsurlarına aşağıda yer verilmektedir.

- Beş yaş altı çocuk ölüm hızının incelendiği çalışmalarda (Nyamuranga ve Shin (2019), Anyanwu ve Erhijakpor (2009)) çoğunlukla mekânsal etkileşimlerin ülkeler arasında araştırılması sebebiyle, çalışmada illerin ele alınmasıyla farkındalık yaratılmasının amaçlanması,
- İlgili konu hakkında mekânsal etkileşimlerin incelendiği çalışmaların (Kazembe vd. (2007)) diğer ekonometrik yöntemlerin kullanıldığı çalışmalara (Çevik ve Taşar (2003), O'Hare vd. (2013)) kıyasla daha az sayıda olmasına karşın, mekânsal probit modelinin kullanıldığı çalışmanın ulusal ve uluslararası literatürde bulunmaması,
- Nitel tercih modelleri için Kelejian ve Prucha (2001), Pinkse ve Slade (1998) ile Pinkse (1999, 2004) tarafından mekânsal bağımlılığın tespiti için geliştirilen ve literatürde yalnız teorisinin yer verildiği testlerin uygulamasına yer verilmesi,
- Mekânsal probit modelinin tahmini için, Martinetti ve Geniaux (2017) tarafından önerilen ve henüz literatürde sayılı çalışmada kullanılan, güncel bir tahmin yöntemi olan Yaklaşık Olabilirlik tahmin yönteminin kullanılması ile SAR ve SEM probit modellerinin tahmin edilmesi.

Çalışma toplam yedi bölümden oluşmaktadır. Çalışmanın giriş bölümünü takip eden ikinci bölümünde, beş yaş altı çocuk ölüm hızı hakkında iktisadi bilgiler ve açıklayıcı değişkenlerin seçimindeki teorik gerekçeler açıklanmıştır. Üçüncü bölümde ekonometrik metodolojiye, dördüncü bölümde ise ilgili konu hakkındaki literatür taramasına yer verilmiştir. Beşinci bölümde veri setinin özellikleri incelenip, konuyla ilgili değişkenlerin tanımlamaları yapılmıştır. Tanımlayıcı istatistiklerin, mekânsal bağımlılık testlerinin ve model tahmin sonuçlarının yer aldığı çalışmanın bulguları ise altıncı bölümde yer almaktadır. Son bölüm olan sonuç bölümünde ise, çalışmadaki verilerin analizlerine yönelik çözüm ve önerilere değinilmiştir.

2. İKTİSADİ TEORİ

2.1. Beş Yaş Altı Çocuk Ölüm Hızı

Beş yaş altı çocuk ölüm hızının ülkelerin kalkınma düzeylerini gösteren bir ölçüt olduğunun ifade edilmesinin ardından, tüm ülkeler sağlık sektörleri üzerine yoğunlaşırken, aynı zamanda konu ile ilgili küresel çapta girişimler başlatılmıştır. UN tarafından 2000-2015 dönemini kapsayan, temel hedeflerinden birinin beş yaş altı çocuk ölüm hızını azaltmak olan "Binyıl Kalkınma Hedefleri" ile bu programın devamı niteliğinde olan ve ilk olarak 2016 yılında yayınlanan "Sürdürülebilir Kalkınma Hedefleri" kapsamında, çocuk sağlığının üzerinde durularak ölüm oranlarını azaltacak stratejiler belirlenmiştir. Sürdürülebilir Kalkınma Hedefleri kapsamında, beş yaş altı çocuk ölüm hızının 2030 yılına kadar ülke bazında en az binde 25'e düşürülmesi hedeflenmektedir.

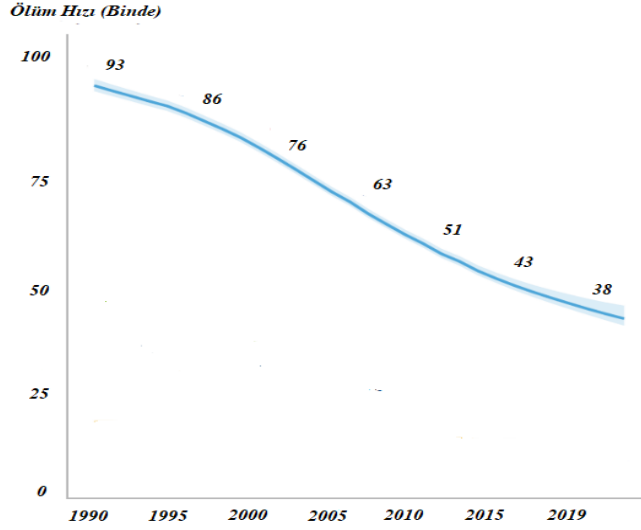
İlk 59 ay 29 gün içerisindeki ölümü ifade eden beş yaş altı çocuk ölüm hızı (binde), Eşitlik 1'deki gibi hesaplanmaktadır.

A: İlgili yıl içerisinde bir bölgede gerçekleşen 0-59 aylık (+29 gün) ölüm sayısı

B: İlgili yıl içerisinde bir bölgede gerçekleşen canlı doğumlar

$$\frac{A}{B} \times 1000 \quad (1)$$

Beş yaş altı çocuk ölüm hızındaki son otuz yıllık süreç değerlendirildiğinde, alınan önlemler neticesinde ölüm hızının gösterdiği küresel eğilime Şekil 1'de yer verilmektedir (Levels & trends in child mortality report, UNICEF, 2021: 12).

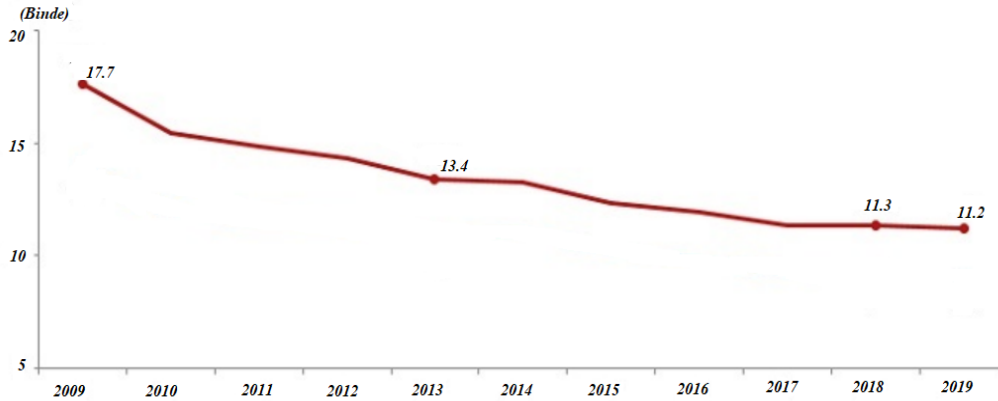


Şekil 1. Beş Yaş Altı Çocuk Ölüm Hızında Küresel Göstergeler

Kaynak: Levels & trends in child mortality report, 2021.

Süreç içerisinde UN tarafından hazırlanan raporda, 2000’li yılların başlarından itibaren istenen düşüşü sağlayan Türkiye’nin, beş yaş altı çocuk ölüm hızında belirlenen hedefe erken ulaşan ülkeler arasında olduğu ifade edilmiştir.

Şekil 2’de, on yıllık süreç içerisinde Türkiye’de beş yaş altı çocuk ölüm hızının değişimi yer almaktadır.



Şekil 2. Türkiye’de 2009-2019 Döneminde Beş Yaş Altı Çocuk Ölüm Hızı

Kaynak: TÜİK, İstatistiklerle Çocuk, 2020.

Şekil 2 incelendiğinde, 2009 yılında beş yaş altı çocuk ölüm hızı binde 17,7 iken, 2019 yılında 11,2’ye gerilediği görülmektedir.

2.1.1. Beş Yaş Altı Çocuk Ölüm Hızı ile Kişi Başına Düşen Gelir İlişkisi

Preston (1975) ile Pritchett ve Summers (1996), HDI’nin gelir bileşeninin temel göstergesi olan kişi başına düşen gelir ile bir ülkedeki beklenen yaşam süresinin ve çocuk ölümlerinin güçlü bir ilişki içerisinde olduğunu ve gelir seviyesi yüksek olan insanların daha sağlıklı bir yaşam sürdüğünü ifade ettikleri çalışmalarından itibaren, literatürde özellikle gelir ve diğer sosyoekonomik göstergelerin çocuk ölüm hızını nasıl etkilediği, önemi her geçen gün artan bir konu haline gelmiştir (O’Hare vd., 2013: 408).

Ekonomik koşulların ölüm istatistikleri üzerindeki etkisi geçmiş dönemlerden beri bilinmektedir. Çocuk ölüm istatistiklerinde diğer sosyoekonomik göstergelerden ziyade, bir ulusun sahip olduğu yaşam standartlarının en iyi göstergesi olan gelir düzeyine odaklanılmıştır. Milli gelir, bir ülkede belirli bir dönemde üretilen tüm nihai ürünlerin (mal ve hizmetlerin) değerini içerdiğinden ötürü, bu ürünlerin önemli bir kısmının ölüm oranları üzerinde etkili olması beklenirken, bu doğrultuda yapılan harcamalar milli gelir içerisinde değişen ağırlıklarla temsil edilmektedir. Milli gelir bu yüzden çoklu faktörlerin en kapsamlı göstergesi olarak kabul görmektedir (Preston, 1975: 231).

Preston'un (1975), küresel sağlık eşitsizliklerine vurgu yaptığı ve kişi başına düşen gelir ile doğumda beklenen yaşam süresi arasındaki ilişkiyi incelediği çalışmasında, kişi başına düşen gelir düzeyi yükseldikçe doğumda beklenen yaşam süresinin de artış gösterdiği sonucuna ulaşılmıştır. Gelir seviyesinin ölüm hızı üzerindeki etkisi dolaylı yolla gerçekleşmektedir. Daha yüksek gelir düzeyinin gıda, barınma, tıbbi ve kamu sağlık hizmetlerinden daha iyi faydalanmayı beraberinde getireceğinden, ölüm oranları üzerinde azaltıcı bir etkisinin olacağı açıktır (Preston, 1975: 233).

Farklı gelir düzeylerine sahip ülkeleri inceleyen Preston (1975), kişi başına düşen gelir ile doğumda beklenen yaşam süresi arasında doğrusal olmayan bir ilişkinin varlığından söz etmiştir. İlgili makro göstergeler arasındaki ilişkiyi ifade eden eğri "Preston Eğrisi" olarak tanımlanmaktadır (O'Hare vd., 2013: 412). Preston (1975), gelir seviyesinin düşük olduğu ülkelerin gelirlerinde meydana gelen küçük değişikliklerin, ilgili ülkedeki yaşam beklentisi üzerinde önemli artışlara sebep olduğunu, gelir seviyesinin yüksek olduğu ülkelerde ise, gelirdeki artışların yaşam beklentisi üzerinde pozitif ama oldukça kısıtlı bir etkiye sahip olduğunu belirtmektedir (Deaton, 2006: 2-3).

Beş yaş altı çocuk ölüm oranının doğumda beklenen yaşam süresinin en önemli belirleyicisi olduğu varsayımından hareketle ve Preston Eğrisi uyarınca, UN tahminine göre 2019 yılı için kişi başına düşen milli gelir bakımından 193 ülke arasında 74. sırada yer alan ve orta gelir düzeyine sahip Türkiye için, beş yaş altı çocuk ölüm hızında gelir düzeyinin oldukça önemli bir etkisinin bulunması beklenmektedir.

İller düzeyinde bir analiz gerçekleştirilen bu çalışmada, Preston'un (1975) çalışması doğrultusunda kişi başına düşen gelirin medyan gelirin altında olduğu illerde, gelirdeki bir artışın beş yaş altı çocuk ölüm hızının üzerinde diğer illere göre daha etkili olması olasıdır. Fakat Preston'un da (1975) bahsettiği gibi, birimin sahip olduğu ekonomik koşullardan bağımsız olarak, gelir seviyesindeki bir artışın, yaşam beklentisi üzerinde yüksek ya da düşük dereceli bir pozitif etkiye sahip olması beklenmektedir.

2.1.2. Beş Yaş Altı Çocuk Ölüm Hızı ile Sağlık Harcamaları İlişkisi

Beş yaş altı çocuk ölüm hızının azaltılması üzerine küresel girişimlerin başlatılması ve ülkelerin kalkınma düzeyini gösteren bir ölçüt olarak kabul edilmesi neticesinde, Türkiye dahil olmak üzere birçok ülkede sağlık sistemi üzerinde birtakım iyileştirmeler yapılmıştır. Bu doğrultuda, Sağlık Bakanlığı tarafından sağlık reformu olarak gösterilen ve ilk olarak 2003 yılında kamuoyuna duyurulan, halk sağlığı üzerinde iyileştirmeler yapmayı ve sağlık harcamalarını artırmayı amaçlayan "Sağlıkta Dönüşüm Programı" uygulamaya konulmuştur.

Sağlıkta Dönüşüm Programı içerisinde, bebek ve çocuk sağlığı stratejik bir öneme sahip olduğundan, program kapsamında yürütülen programlardan biri de "Bebek Ölümleri İzleme Sistemi"dir. Bebek Ölümleri İzleme Sistemi ile bebek ve beş yaş altı çocukların ölüm hızlarına ait veriler il inceleme Kurulları tarafından incelenerek, ölümlerin nedeninin ortaya çıkartılması ve aynı sebeplerden oluşabilecek ölümlerin önüne geçilmesi amaçlanmaktadır.

Sağlıkta Dönüşüm Programı, sağlık sisteminde uzun süredir varlığını sürdüren sorunları çözmek amacıyla tasarlanmıştır. Bahsedilen sorunlardan en önemlilerinden biri, sağlık hizmetlerinin finansmanı hususundaki mali sürdürülebilirliğin zayıflığıdır (OECD, 2008: 36). Bu doğrultuda, Sağlıkta Dönüşüm Programı'nın üzerinde durduğu en önemli hususlardan biri sağlık harcamalarının finansmanını artırmaktır.

Sağlık harcamalarının artırılması ve sağlık sisteminin geliştirilmesi neticesinde, beş yaş altı çocuk ölüm hızında ciddi düşüşlerin gerçekleşebileceği ifade edilmektedir (Jelamschi ve De Ver Dye, 2009: 30).

Beş yaş çocuk ölümleri üzerinde oldukça belirleyici olan sağlık harcamaları, kendi içerisinde genel devlet harcamaları ile özel sektör sağlık harcamaları olarak ikiye ayrılmaktadır. 2019 yılında genel devlet sağlık harcamasının, toplam sağlık harcamasına oranı %78'dir. Toplam sağlık harcamalarının temel belirleyicisi olan genel devlet harcamaları ise merkezi devlet, yerel devlet ve Sosyal Güvelik Kurumu olmak üzere ayrılmaktadır (Ağır ve Tıraş, 2018: 650). 2019 yılı için toplam sağlık harcamasının %25,6'sını merkezi devlet sağlık harcaması oluşturmaktadır.

Kişinin ve toplumun sağlığının korunup, geliştirilebilmesine yönelik yapılan harcamalar, genel olarak halk sağlığı harcamaları olarak nitelendirilmektedir (Atasever, 2014: 19). Toplum için önem arz eden halk sağlığı harcamalarının finansmanının önemli bir ayağı da merkezi devlet harcamalarıdır. 2019 yılı için toplam sağlık harcamasının %25,6'sını oluşturan merkezi devlet sağlık harcamalarının, halk sağlığı kapsamında çocuk ölüm hızını düşüreceği açıktır.

2.1.3. Beş Yaş Altı Çocuk Ölüm Hızı ile Zorunlu Eğitimin İlişkisi

Ebeveyn eğitiminin, sosyoekonomik duruma ve yaşam koşullarına olan dolaylı ve direkt etkileri aracılığıyla, çocuk yaşam süresinin ve sağlığının temel belirleyicisi olduğu belirtilmektedir. Çocuk ölümlerinin üzerinde ebeveyn eğitiminin etkisi incelenirken, babanın eğitimine kıyasla annenin eğitim düzeyini dikkate alan çalışmaların ilgili literatürde çoğunlukta olduğu görülmektedir. Ancak ebeveynlerden baba eğitimine odaklanılmamasının, beş yaş altı çocuk ölüm hızını düşürecek stratejilerin ve önlemlerin tam olarak belirlenebilmesinin önünde bir engel oluşturabileceği ifade edilmektedir (Balaj vd., 2021: 609).

Benzer şekilde Pamuk vd. (2011), çocuk ölümleri üzerinde eğitim etkisini modele dahil ederken her iki cinsiyetin de dikkate alınması gerektiğini, sadece anneye ait eğitim seviyesinin incelendiğinde daha az eğitilmiş annelerin daha iyi eğitilmiş annelerin davranışlarını kendisine model aldığı varsayılan taklitçi etkinin ortaya çıktığını ifade etmiştir. Ayrıca eğitim düzeyinin, toplum içerisindeki bağımlı olmayan, aktif ve çalışma çağındaki nüfus olarak tanımlanan 15-64 yaş nüfus içerisindeki oranının dikkate alınmasının daha doğru olabileceğinden bahsetmiştir. Sadece ebeveyn eğitiminin değil, tüm aktif toplumun sahip olduğu eğitimin önemli olduğunu, en azından temel eğitim diplomasına sahip bireylerin, elde edilen temel kazanımlarının yanında daha yüksek vasıflı iş gücünün var olmasının olasılığını artırması ve bu doğrultuda teorik olarak dolaylı yoldan yüksek eğitilmiş bireylerin (sağlık personelleri vb.) yetişmesinin ilk adımı olarak görüldüğünü ifade etmektedir (Pamuk vd., 2011: 641).

Türkiye'de 30 Mart 2012 tarihinde, temel eğitim olarak da ifade edilen zorunlu eğitim süresi 8 yıldan 12 yıla çıkarılmıştır. Beşerî sermayenin temel bileşeninin eğitim olduğu göz önüne alındığında, eğitim süresine yönelik gerçekleştirilen bu süre artışının birçok sosyoekonomik olguda etkili olacağı gibi çocuk ölümleri üzerinde de iyileştirici etkisinin bulunması beklenmektedir.

3. METODOLOJİ

Konular arasındaki etkileşimden ortaya çıkan mekânsal bağımlılık göz ardı edildiği durumda, model tahmin sonuçlarının güvenilirliğinin etkileneceği, tahmincilerin en iyi doğrusal sapmasız tahminci özelliklerini kaybedeceği belirtilmektedir (Anselin, 1988: 59). Bu sebepten modellerde mekânsal etkilerin dikkate alınması, tahmin sonuçlarının güvenilirliği açısından önem taşımaktadır.

Sürekli bağımlı değişkene sahip mekânsal regresyon modellerine ait literatür oldukça geniş olmasına rağmen, bağımlı değişkeni kesikli yapı sergileyen ve bir olayın gerçekleşme olasılığını gösteren nitel tercih modellerinde aynı durum söz konusu değildir. Ancak nitel tercih modellerinde de, mekânsal etkilerin göz ardı edilmesinin sonuçları ağırdır. Bu doğrultuda henüz yeni yeni gelişen mekânsal nitel tercih modellerine ait literatürde, normal dağılım sergilemesinden dolayı mekânsal probit modeli daha popülerdir (Smirnov, 2010: 293).

SAR ve SEM probit modellerinin matris gösterimine Eşitlik 2'de yer verilmektedir.

$$\text{SAR: } y^* = \rho W y^* + X\beta + \varepsilon \quad (2)$$

$$\text{SEM: } y^* = X\beta + u \quad u = \lambda W u + \varepsilon$$

Eşitliklerde yer alan ρ ve λ sırasıyla bağımlı değişkene ve hata terimine ait mekânsal ilişki katsayılarını, W mekânsal ağırlık matrisini, β $k \times 1$ boyutlu katsayılar vektörünü, u mekânsal otoregresif sürece sahip hata terimini, y^* kesikli yapı sergileyen 0 veya 1 değerlerini alan bağımlı değişkeni, ϵ ise bağımsız ve özdeş hata terimini ($\epsilon \sim N(0, \sigma^2 I_n)$) göstermektedir (Fleming, 2004: 148).

Martinetti ve Geniaux (2017) tarafından önerilen Yaklaşık Olabilirlik tahmin yöntemi, mekânsal probit modeli için önerilen yöntemlerden biridir. Büyük örneklem boyutlarında da kullanılabilen yöntem, yaklaşık olabilirlik fonksiyonunun maksimizasyonuna dayanmaktadır. Tahmin yönteminde, Mendell ve Elston (1974) tarafından önerilen algoritma kullanılarak çoklu normal dağılıma ait olasılıklara, tek değişkenli koşullu olasılıkların kullanılması ile ulaşılmaya çalışılmaktadır. Mendell ve Elston (1974) algoritması, varyans- kovaryans matrisinin Cholesky ayrışımını gerektirmektedir. Cholesky ayrışımından faydalanarak, mekânsal probit modeline ait çoklu normal dağılımının integral aralıkları sınırlandırılmaktadır. Sınırlandırılan integral aralıkları (a , b) ile tesadüfi değişkene ait koşullu olasılıklar Eşitlik 3'teki gibi hesaplanmaktadır. Mendell ve Elston (1974) algoritması, son tesadüfi değişkenin olasılığının hesaplanmasına kadar çalışmaya devam etmektedir (Martinetti ve Geniaux, 2017: 31-32).

$$\tilde{z}_i = \frac{\phi(a'_i) - \phi(b'_i)}{\Phi(b'_i) - \Phi(a'_i)} \quad (3)$$

ϕ ve Φ standart normal tek değişkenli yoğunluk ve birikimli dağılım fonksiyonunu ifade etmektedir. \tilde{z}_i ise tek değişkenli dağılıma sahip olan tesadüfi değişken z_i 'nin ortalama değeridir.

Hem SAR hem de SEM probit modeline uygulanabilen Yaklaşık Olabilirlik tahmin yöntemi, koşullu (conditional) ve tam olasılık (full-lik) olmak üzere iki farklı optimizasyona sahiptir. İlki daha hızlı tahmin sonucu verdiği belirtilen ve mekânsal ilişki katsayısı üzerinden koşullu olarak tahmin edilen klasik probit modeline dayanan koşullu (conditional) olasılık optimizasyonudur. Diğeri ise, daha yavaş tahmin süreci yürüten ve olabilirlik fonksiyonunun maksimizasyonuna dayanan tam olasılık (full-lik) optimizasyonudur. İki optimizasyon arasında elde edilen tahmin sonuçları açısından keskin bir ayrımın olmadığı belirtilmektedir (Martinetti ve Geniaux, 2017: 32-34).

4. LİTERATÜR TARAMASI

Literatürde yer alan bebek ölümleri ile beş yaş altı çocuk ölümlerine ait çalışmalar, yaşamın ilk 12 ayında (bebek ölümleri, 11 ay + 29 gün) ve ilk 60 ayında (beş yaş altı çocuk ölümleri, 59 ay + 29 gün) gerçekleşen ölümler olarak kategorize edilmiştir.

Bebek Ölümleri Üzerine Çalışmalar

Boehmer ve Williamson (1996) çalışmalarında, kadının toplum içerisindeki yerinin bebek ölümleri üzerindeki etkisini araştırmışlardır. 96 ülkenin örneklem olarak alındığı ve çoklu regresyon analizinin uygulandığı çalışmada, kişi başı GSYİH, ebeveynin eğitim durumu, sağlık hizmetlerine erişim, evlilik yaşı, kaba doğum hızı, kentsel alandaki nüfus oranı ve anne sütüyle beslenen bebeklerin oranı açıklayıcı değişken olarak alınmıştır. Elde edilen bulgulara göre, bebek ölümleri ile eğitim ve gelir arasında güçlü bir negatif ilişki bulunurken, kaba doğum hızının artmasının ise bebek ölümlerini pozitif yönde etkilediği ifade edilmiştir.

Subaşı Ertekin vd. (2016), ekonomik büyüme ve işsizliğin bebek ölümleri üzerindeki etkisini 1960-2013 dönemi için incelemişlerdir. Zaman serisi analizinin yapıldığı ve değişkenler arasındaki uzun dönemli ilişkilerin incelendiği çalışmada, bebek ölümleri ile kişi başına düşen gelir ve işsizlik oranı değişkenleri arasında uzun dönemli ilişkinin mevcut olduğu, kişi başına düşen gelirin bebek ölüm hızını azalttığı, işsizlik oranının ise artırdığı tespit edilmiştir. Ayrıca kişi başına düşen gelir düzeyinin, işsizlik oranına göre bebek ölümleri üzerinde daha fazla etkisinin olduğu da ifade edilmektedir.

Yetim vd. (2021), Türkiye'de 2014-2018 yıllarında bebek ölümlerinin sosyoekonomik nedenlerini panel veri analizi ile araştırdıkları çalışmalarında, bebek ölümleri üzerinde eğitim seviyesinin azaltıcı, doğurganlık hızının ise artırıcı bir etkisinin bulunduğunu tespit etmişlerdir.

Beş Yaş Altı Çocuk Ölümleri Üzerine Çalışmalar:

Çevik ve Taşar (2003), insani gelişim hususunda sağlık harcamalarının gelişmiş ülkelere kıyasla diğer ülkeler üzerinde daha etkili olduğu sonucuna ulaşmışlardır. En Küçük Kareler tahmin yöntemini kullandıkları çalışmalarında, özellikle az gelişmiş ülkelerde yapılan sağlık harcamalarındaki bir artışın, beş yaş altı çocuk ölüm hızının üzerinde azaltıcı bir etkisinin bulunduğunu tespit etmişlerdir.

Kazembe vd. (2007), Afrika'da beş yaş altı çocuk ölüm hızının belirleyicilerinin tespiti için mekânsal Cox regresyon modellerini kullanmışlardır. Ölüm hızı üzerinde kentsel-kırsal ayrımı ile anne yaşı ve eğitiminin etkili olduğunu belirlemişlerdir.

Iram ve Butt (2008), sıralı probit modelini kullanarak Pakistan'da bebek ve farklı yaş gruplarındaki çocuk ölümlerinin sosyoekonomik belirleyicilerini araştırmışlardır. Çalışmanın sonucunda, anne sütü alan çocukların erken yaşta karşılaşabilecekleri sağlık sorunlarından korunduğu ve ebeveynlerin sahip olduğu eğitimin ölüm oranları üzerinde oldukça etkili olduğu tespit edilmiştir. Aynı zamanda gelir ve çevre koşullarının da ölüm oranları üzerinde belirleyici olduğu ifade edilmiştir.

Anyanwu ve Erhijakpor (2009), 1999-2004 yılları arasında 47 Afrika ülkesi için panel veri analizi kullanarak bebek ve beş yaş altı çocuk ölümlerinin belirleyicilerini araştırmışlardır. Çalışmalarının neticesinde beş yaş altı çocuk ölüm hızının üzerinde, kişi başına düşen gelir ve sağlık harcamaları ile okuryazarlık düzeyinin negatif yönde etkili olduğunu tespit etmişlerdir.

Eryurt ve Koç (2009), Türkiye Nüfus ve Sağlık Araştırması'nın 2003 verilerini kullanarak gerçekleştirdikleri betimsel analizler neticesinde, gelir seviyesi düşük hanelerde yaşayan çocukların beş yaşına gelmeden ölme ihtimallerinin diğer hanelere göre üç buçuk kat daha fazla olduğunu gözlemlemişlerdir. Gelir durumunun yanında, ebeveyn eğitiminin ve hijyen koşullarının varlığının, çocuk ölümlerinin üzerinde etkili olduğu görülmüştür.

Gordon (2009) çalışmasında, Haiti için 2000 yılına ait nüfus sağlığı anket verilerini kullanmıştır. Logit model kullanarak çocuk ölümlerinin sebeplerini araştırdığı çalışmada, hane halkının gelir seviyesi ile ebeveyn eğitim seviyesinin yüksek olmasının beş yaş altı çocuk ölüm oranını azalttığı sonucuna varmıştır.

O'Hare vd. (2013), gelirin beş yaş altı çocuk ölümleri üzerindeki etkisini meta-analiz yöntemi kullanarak araştırdıkları çalışmalarının neticesinde, ölüm oranlarının üzerinde gelir etkisinin oldukça önemli olduğunu tespit etmişlerdir.

Nyamuranga ve Shin (2019) çalışmalarında, Güney Afrika Kalkınma Topluluğu bölgesindeki beş yaş altı çocuk ölümlerinin üzerinde kamu sağlık harcamalarının etkisini, dinamik panel veri modelleri kullanarak araştırmışlardır. Çalışma neticesinde, kamu sağlık harcamalarının ölüm oranlarının üzerinde önemli ölçüde etkili bir değişken olduğunu belirlemişlerdir.

Tibebu vd. (2022), Etiyopya'da beş yaş altı çocuk ölüm hızı üzerinde etkili olan faktörlerin tespiti için logit modelini kullandıkları çalışmalarında, eğitimsiz ebeveyne sahip çocukların ölme olasılığının eğitilmiş ebeveyne sahip çocuklara kıyasla çok daha fazla olduğunu belirtmişlerdir.

Khan vd. (2023) tarafından Bangladeş'te beş yaş altı çocuk ölüm riskinin analiz edildiği, semiparametrik ve parametrik yaklaşımlara ait farklı modellerin kullanıldığı çalışmada, annenin yaşı ve sahip olduğu eğitim seviyesinin yanı sıra hanehalkının içerisinde bulunduğu çevresel koşulların da çocuk ölümleri üzerinde önemli etkilerinin olduğu tespit edilmiştir.

Beş yaş altı çocuk ölüm oranı, bebek ve çocuk ölümlerini birleştirmektedir. Beş yaş altı çocuk ölümü üzerine yapılan çalışmaların, bebek ölümlerini de kapsamından dolayı küresel bir sorun olarak nitelendirilen ilgili konu hakkında diğer çalışmalara nazaran daha geniş kapsamda çözümler sunabileceği belirtilmektedir.

Sosyal bilimler alanında kullanılan verilerde ortaya çıkması muhtemel olan mekânsal bağımlılık yapısının, literatürdeki çalışmalar incelendiğinde göz ardı edildiği ve arka planda kaldığı görülmektedir. Bu doğrultuda, beş yaş altı çocuk ölüm hızının birimler arasındaki mekânsal etkileşimin araştırılması ve bunun için mekânsal probit modelinin kullanılması ile elde edilecek bulgular aracılığıyla literatüre katkıda bulunulacağı öngörülmektedir.

5. VERİ SETİ VE DEĞİŞKENLER

Türkiye’de beş yaş altı çocuk ölüm hızının belirleyicilerinin mekânsal probit modeli ile araştırıldığı çalışmada, düzey 3 verilerine ulaşmanın zorluğu sebebiyle en güncel veri setine sahip 2019 yılına ait veriler ile çalışılmıştır. Beş yaş altı çocuk ölüm hızının hesaplanabilmesi için gerekli olan veriler ile kişi başına düşen gelir, ilköğretim ve ortaöğretim mezunu oranlarına ait veriler TÜİK veri tabanında elde edilmiştir. Sağlık harcamalarına ait verilere ise, Hazine ve Maliye Bakanlığı’na ait Muhasebat Genel Müdürlüğü’nden ulaşılmıştır.

Modelin bağımlı değişkeni olan beş yaş altı çocuk ölüm hızının, kesikli değişken yapısına dönüştürülmesinde eşik değer olarak veri setindeki aşırı değerlerden etkilenmeyen medyan değer kullanılmıştır.

Medyan değer eşik değer olarak kullanıldığı nitel bağımlı değişkenin tanımına, Eşitlik 4’te yer verilmektedir.

$Y_{bes} =$, ilgili ildeki beş yaş altı çocuk ölüm hızı medyanın üstünde ise (4)

$Y_{bes} =$, ilgili ildeki beş yaş altı çocuk ölüm hızı medyanın altında ise

Bağımlı değişkeni 1 değerini alan iller, beş yaş altı çocuk ölüm hızının yüksek olduğu illeri, 0 değerini alan iller ise beş yaş altı çocuk ölüm hızının düşük olduğu illeri göstermektedir.

Modelde yer alan açıklayıcı değişkenlerin tanımına ise Tablo 1’de yer verilmiştir.

Tablo 1. Modelde Yer Alan Açıklayıcı Değişkenler ve Tanımları

Değişken Kısaltması	Değişken	Değişken Tanımı
GLRmed	Kişi Başına Düşen Gelir	GLRmed =1 kişi başına düşen gelir medyan gelirin üstünde ise GLRmed =0 kişi başına düşen gelir medyan gelirin altında ise
SHmed	Merkezi Devlet Sağlık Harcaması	SHmed =1 merkezi devlet sağlık harcaması medyan merkezi devlet sağlık harcamalarının üstünde ise SHmed =0 merkezi devlet sağlık harcaması medyan merkezi devlet sağlık harcamalarının altında ise
İLKÖ	İlköğretim mezun oranı	Toplum içerisindeki ilköğretim mezun oranı (%15-64 yaş)
ORTÖ	Ortaöğretim mezun oranı	Toplum içerisindeki ortaöğretim mezun oranı (%15-64 yaş)

6. BULGULAR

6.1. Tanımlayıcı İstatistikler

İlköğretim ve ortaöğretim mezun oranı değişkenlerine ait veriler hakkında önsel ve istatistiksel bilgi edinmek için Tablo 2’de tanımlayıcı istatistikler yer alırken, modelin nitel değişkenleri olan beş yaş altı çocuk ölüm hızı, kişi başına düşen gelir ve merkezi devlet sağlık harcamaları için Tablo 3’te frekans analizine yer verilmiştir.

Tablo 2. Tanımlayıcı İstatistikler

	Ortalama	Standart sapma	Minimum değer	Maksimum değer
İLKÖ	10,6088	1,7332	6,4932	15,6682
ORTÖ	27,6380	3,9034	17,5290	36,0492

Tablo 3. Frekans Tablosu

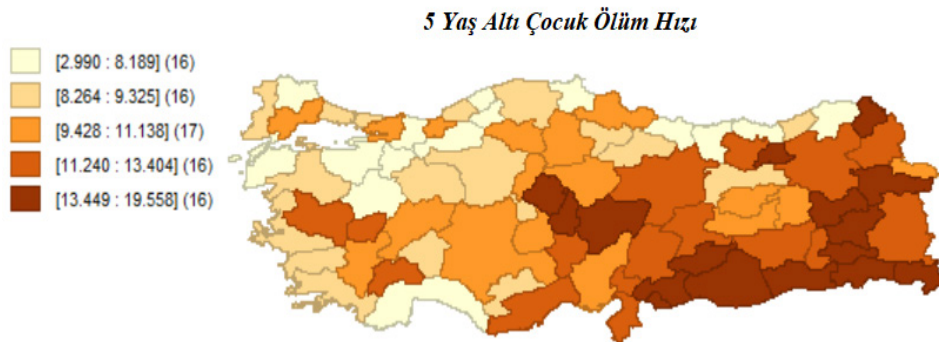
	Frekans	%
Ybes medyan değerinde	40	49.38
Ybes medyan değerinde	41	50.62
Toplam	81	100
GLRmed medyan değerinde	40	49.38
GLRmed medyan değerinde	41	50.62
Toplam	81	100
SHmed medyan değerinde	40	49.38
SHmed medyan değerinde	41	50.62
Toplam	81	100

Beş yaş altı çocuk ölüm hızı, kişi başına düşen gelir ve merkezi devlet sağlık harcamaları değişkenleri, eşik değer olarak medyan değer dikkate alınarak kesikli değişken yapısında oluşturulduğundan dolayı frekans analizleri Tablo 3'ten görülebileceği üzere aynı olmaktadır.

2019 TÜİK verilerine göre beş yaş çocuk ölüm hızının en yüksek olduğu il Şanlıurfa, en düşük olduğu il ise Karabük'tür. Kişi başına düşen gelir ile merkezi devlet sağlık harcamasının en yüksek orana sahip olduğu il İstanbul'dur. Kişi başı gelirin en düşük olduğu il Ağrı iken, merkezi devlet sağlık harcamasının en düşük olduğu il ise Bayburt'tur.

Tablo 2'de yer alan tanımlayıcı istatistiklerden de görülebileceği üzere, 2019 yılı içerisinde Türkiye genelinde 15- 64 yaş nüfus içerisinde ilköğretim mezunu oranının ortalaması 10,60, ortaöğretim mezunu ortalaması ise 27,63'tür. İlköğretim mezunu oranı en yüksek il 15,66 ile Bartın iken, en düşük il 6,49 ile Hakkari'dir. Ortaöğretim mezunu oranları incelediğinde ise en yüksek orana sahip ilin 36,04 değeri ile Kırıkkale olduğu belirlenirken, en düşük orana sahip ilin ise 17,52 ile Şanlıurfa olduğu tespit edilmiştir.

Mekânsal bağımlılık yapısı gösteren verilere ait tanımlayıcı istatistiklerin yanında, verilerin görselleştirilmesine ve mekânsal kümelenmelerin tespit edilmesine imkân veren ve veri kümesini eşit parçaya bölen kartil haritaların oluşturulması, veriler hakkında daha bilgi verici olacaktır. Bu doğrultuda, beş yaş altı çocuk ölüm hızının kartil haritasına Şekil 3'te yer verilmektedir.



Şekil 3. Beş Yaş Altı Çocuk Ölüm Hızının Kartil Haritası

Kaynak: Yazarlar tarafından oluşturulmuştur.

Mekânsal dağılımın gösterildiği kartil haritanın yer aldığı Şekil 3'te, koyu renkle gösterilen iller beş yaş altı çocuk ölüm hızının en yüksek olduğu illeri (Şanlıurfa, Gaziantep, Hakkâri), açık renkli iller ise en düşük olduğu illeri (Karabük, Giresun, Bilecik) göstermektedir. Koyu renkten açık renge doğru beş yaş altı çocuk ölüm hızı azalmaktadır.

6.2. Mekânsal Bağımlılığın Tespiti

Klasik regresyon modellerinde olduğu gibi klasik probit modelinde de mekânsal etkilerin uygun testlerle araştırılması ve mekânsal etkilerin mevcudiyeti durumunda mekânsal probit modelinin kullanılması, tahmin sonuçlarının güvenilirliği açısından önemlidir. Nitel tercih modellerine ait mekânsal bağımlılık testleri, teorik olarak gelişmeye devam etmektedir. Mekânsal bağımlılık testi olan Moran's I testini, klasik probit modeline uyarlanması ilk olarak Kelejian ve Prucha (2001) tarafından gerçekleştirilmiştir. Mekânsal spesifikasyonu araştırmaya yönelik uygulanan LM testlerinin probit modeline uygun versiyonları ise ilk olarak Pinkse ve Slade (1998) ve Pinkse (1999, 2004) tarafından kullanılmıştır (Qu ve Lee, 2012: 431).

Klasik probit modelleri için geliştirilen testlerden, temel hipotezi mekânsal bağımlılığın olmadığını ($\rho = \lambda = 0$) ifade eden Moran's I testi ile temel hipotezi mekânsal hata bağımlılığının olmadığını ifade eden LM testlerinin ($\lambda = 0$) performansları karşılaştırılmış ve Moran's I testinin en güvenilir test olduğu ifade edilmiştir. Ayrıca hem küçük hem de büyük örneklem boyutlarında iyi sonuç veren Moran's I testinin aksine, LM testlerinden güvenilir sonuçların elde edilebilmesi için büyük örnekleme ihtiyaç duyulduğu belirtilmiştir (Amaral vd., 2013: 100-101).

Modelde, mekânsal etkilerin tespiti için bir araç niteliğinde olan mekânsal ağırlık matrisinin oluşturulmasında ve komşuluk ilişkilerinin tespitinde, uzaklık temelli bir yaklaşım olan 'en yakın k komşuluğu' yaklaşımı kullanılmıştır.

Bağımlı değişkeni, beş yaş altı çocuk ölüm hızının medyan değerinin üzerinde olma olasılığını gösteren probit modeline, nitel tercih modellerine uygun mekânsal bağımlılık testleri uygulanmış olup, test sonuçları Tablo 4'te yer almaktadır.

Tablo 4. Mekânsal Bağımlılık Testleri

Testler	Test İstatistiği	Olasılıklar
Morans'I _(KP)	1,8619	0,0626
LM _(Pinkse)	4,1407	0,0418
LM _(Pinkse-Slade)	4,1246	0,0422

Kelejian ve Prucha (2001) tarafından geliştirilen Moran's I test sonucu incelediğinde, mekânsal bağımlılığın olmadığını ifade eden temel hipotezin reddedildiği, modelde mekânsal bağımlılığın mevcut olduğu görülmektedir. Bu doğrultuda, klasik probit modelinde mekânsal etkilerin olduğu ve mekânsal probit modelinin kullanılmasının gerekli olduğu sonucuna ulaşılmaktadır. Pinkse ve Slade (1998) ile Pinkse (1999, 2004) tarafından probit modeli için önerilen LM testlerinin sonuçları incelendiğinde ise, testin temel hipotezin ($LM_{\lambda=0}$) reddedildiği ve bu testler neticesinde de modelde mekânsal bağımlılığın tespit edildiği görülmektedir. Ancak güvenilir sonuç vermesi için büyük örneklem boyutuna ihtiyaç duyan bu testlerin, ilgili analiz için sapmalı sonuç vermesi beklenen bir durumdur. Burada önemli olan bulgu, mekânsal bağımlılığın spesifikasyonundan ziyade mekânsal bağımlılığın mevcudiyetinin tespit edilmiş olduğudur.

6.3. Model Tahmin Sonuçları

Sosyal ve beşerî bilimler alanında kullanılan verilerde daha çok mekânsal gecikme bağımlılığının (SAR) ortaya çıktığı görülmektedir. Bu alandaki araştırmacılar da bu sebepten çoğunlukla modellerde SAR spesifikasyonlarına yönelmişlerdir. Ancak teorik beklenti doğrultusunda tahmin edilecek SAR probit modelinin yanında, hem LM testlerine ait teorik literatürün SEM probit modeline dayanıyor olması hem de çalışmada kullanılan gözlem sayısının az olmasından kaynaklı olarak hangi spesifikasyonun model için daha uygun olduğuna dair LM testlerinin tam doğru sonuç vermemesinden ötürü, her iki mekânsal bağımlılık yapısıyla da model tahmini gerçekleştirilmiştir.

Klasik probit modelinde mekânsal etkilerin varlığının tespit edilmesi, model tahmini için mekânsal probit modeline uygun tahmin yöntemlerinin kullanılmasını gerektirmektedir. Mekânsal probit modelinin tahmininde, SAR ve SEM modellerinin ikisinin de tahminine izin veren Yaklaşık Olabilirlik tahmin yöntemi kullanılmıştır. Klasik ve mekânsal probit modeline ait tahmin sonuçlarına Tablo 5'te yer verilmektedir.

Tablo 5. Model Tahmin Sonuçları

Katsayılar	Klasik Probit Modeli	SAR Probit Modeli Full-Lik	SAR Probit Modeli Conditional	SEM Probit Modeli Full-Lik	SEM Probit Modeli Conditional
Sabit	10,2840*** (3,2351)	9,0651*** (8,9719)	9,0658*** (8,6574)	11,4810*** (10,8541)	11,4841*** (10,5493)
GLRmed	-0,9540*** (0,3479)	-0,7477** (4,8569)	-0,7033** (4,5424)	-1,0591** (4,9336)	-1,0631** (4,6288)
SHmed	-0,8218** (0,3938)	-0,7076* (3,4542)	-0,6599* (3,1397)	-0,9400** (4,9260)	-0,9104** (4,6212)
İLKÖ	-0,2494** (0,1301)	-0,2162* (2,8501)	-0,2252 (2,5356)	-0,2939* (3,5215)	-0,2811* (3,2167)
ORTÖ	-0,2414*** (0,0740)	-0,2163*** (10,744)	-0,2133*** (10,4302)	-0,2658*** (10,8952)	-0,2688*** (10,5904)
Rho (ρ)	-	0,4795** (5,1784)	0,4420** (4,8639)	-	-
Lambda (λ)	-	-	-	0,5271* (3,1588)	0,5165* (2,8540)
Duyarlılık		0,725	0,725	0,725	0,725
Belirlilik	-	0,804	0,780	0,829	0,780

Not: ***, **, * sırasıyla %1, %5 ve %10 düzeyinde anlamlılığı göstermektedir.

Tablo 5 incelendiğinde, Yaklaşık Olabilirlik tahmin yönteminin koşullu olasılık optimizasyonu ile tahmin edilen SAR probit modelindeki ilköğretim mezunları oranı dışında, tüm modellerde açıklayıcı değişkenlerin beş yaş altı çocuk ölüm hızının üzerinde istatistiksel olarak anlamlı bir etkiye sahip olduğu görülmektedir.

Modellerde mekânsal etkiyi gösteren mekânsal ilişki katsayıları (ρ ve λ) istatistiksel olarak anlamlı bulunmuştur. İlgili katsayıların istatistiksel açıdan anlamlı olmasının yanında, katsayıların pozitif olması teorik açıdan da beklentiyi karşılamakta ve pozitif mekânsal bağımlılığı işaret etmektedir. Bu doğrultuda, komşu illerdeki beş yaş altı çocuk ölüm hızının olasılığındaki bir artış ilgili bölgedeki ölüm hızı olasılığını artırmaktadır.

Model performans ölçütü olarak gösterilen duyarlılık (sensitivity) ve belirlilik (specificity) değerleri, tüm modeller için hesaplanmıştır. Warren vd. (2016) mekânsal etkileri probit modeli ile inceledikleri çalışmalarında, türettikleri modellerden bazılarında ait duyarlılık ve belirlilik ölçütlerinin aynı değeri aldığını gözlemlemişlerdir (Warren vd., 2016: 8). Burada da benzer şekilde tüm modellerde duyarlılık ölçütünün aynı ve 0,725 olduğu görülmektedir. Belirlilik ölçütü incelendiğinde, tam olasılık optimizasyonu ile tahmin edilen SEM probit modelinin 0,829 ile en yüksek değeri aldığı görülmektedir. Bu doğrultuda belirlilik ölçütüne göre SEM probit modelinin performansı diğer modellere göre daha yüksektir. Ayrıca Yaklaşık Olabilirlik tahmin yönteminin optimizasyonları, performans ölçütü açısından karşılaştırıldığında hem SAR hem SEM probit modelinde tam olasılık optimizasyonu ile tahmin edilen modellerin koşullu olasılık optimizasyonu ile tahmin edilen modellere kıyasla daha yüksek performans ölçütüne sahip olduğu görülmektedir.

Mekânsal nitel tercih modellerinde katsayı yorumlamaları, klasik probit modelindeki gibi marjinal etkiler üzerinden olmaktadır. SAR probit modelinde, klasik probit modelinden farklı olarak hesaplanan marjinal etkiler üzerinden doğrudan ve dolaylı etkiler belirlenmektedir (Lesage vd., 2011: 1011). Doğrudan etki, bir birimdeki belirli bir açıklayıcı değişken değiştiğinde yalnız o birimdeki bağımlı değişkenin değişmesi olarak tanımlanmaktadır. Dolaylı etki ise diğer birimlerdeki bağımlı değişkenlerin değiştiği durumda ortaya çıkmaktadır. Doğrudan ve dolaylı etkilerin toplamından ise toplam marjinal etkiler elde edilmektedir (Elhorst, 2012: 16). SEM probit modelinde

marjinal etkiler, SAR probit modelinin aksine klasik probit modelindeki gibi yorumlanmaktadır (Martinetti ve Geniaux, 2022: 7).

Tablo 6. Marjinal Etkiler

Katsayılar	Klasik Probit Modeli	SAR Probit Modeli Full-Lik	SAR Probit Modeli Conditional	SEM Probit Modeli Full-Lik	SEM Probit Modeli Conditional
Doğrudan Marjinal Etkiler					
GLRmed	-	-0,1637	-0,1651	-	-
SHmed	-	-0,1549	-0,1549	-	-
İLKÖ	-	-0,0473	-0,0528	-	-
ORTÖ	-	-0,0473	-0,0501	-	-
Dolaylı Marjinal Etkiler					
GLRmed	-	-0,1352	-0,1186	-	-
SHmed	-	-0,1279	-0,1112	-	-
İLKÖ	-	-0,0391	-0,0379	-	-
ORTÖ	-	-0,0391	-0,0359	-	-
Toplam Marjinal Etkiler					
GLRmed	-0,2390	-0,2989	-0,2837	-0,2472	-0,2487
SHmed	-0,2059	-0,2829	-0,2662	-0,2194	-0,2130
İLKÖ	-0,0625	-0,0864	-0,0908	-0,0686	-0,0657
ORTÖ	-0,0605	-0,0865	-0,0860	-0,0620	-0,0628

Tablo 6 incelendiğinde tüm modellerde kişi başına düşen gelir, merkezi devlet harcamaları ve ilköğretim ile ortaöğretim mezun oranlarının, beş yaş altı çocuk ölüm hızına ait olasılığı azalttığı görülmektedir. Ancak burada, mekânsal gecikme bağımlılığına dair sosyal bilimlerdeki teorik beklenti doğrultusunda, SAR probit modelinin diğer optimizasyon seçeneğine göre daha yüksek belirlilik ölçütüne sahip olan tam olasılık optimizasyonu tahmin edilen modeli ile tüm modeller arasında en yüksek belirlilik ölçütüne sahip, tam olasılık optimizasyonu tahmin edilen SEM probit modellerine ait tahmin sonuçlarına değinilecektir.

Tam olasılık optimizasyonu tahmin edilen SAR probit modelinin tahmin sonuçlarına ait toplam marjinal etkiler incelendiğinde, diğer değişkenler sabitken kişi başına düşen gelir ve merkezi devlet sağlık harcamalarının medyan değer üzerindeki 1 birimlik artışı, beş yaş altı çocuk ölüm hızına ait olasılığı sırasıyla 0,2989 ve 0,2829 birim azaltmaktadır. İlköğretim ve ortaöğretim mezun oranlarındaki 1 birimlik artış ise ölüm hızını sırasıyla 0,0864 ve 0,0865 birim azaltmaktadır. Modelden elde edilen doğrudan ve dolaylı etkilere bakıldığında ise, tam olasılık optimizasyona sahip SAR probit modeli için, bu etkilerin birbirine yakın değerinde olduğu görülmektedir. Mekânsal yayılımlar hakkında bilgi veren dolaylı etkilerin, doğrudan etkilere yakın değerinde olması mekânsal yayılımların modele dahil edilmesinin önemini göstermektedir.

SEM probit modeline ait toplam marjinal etkilere bakıldığında, diğer değişkenler sabitken kişi başına düşen gelir ve merkezi devlet sağlık harcamalarının medyan değer üzerindeki 1 birimlik artışı, beş yaş altı çocuk ölüm hızına ait olasılığı sırasıyla 0,2472 ve 0,2194 birim azaltmaktadır. İlköğretim ve ortaöğretim mezun oranlarındaki 1 birimlik artış ise ölüm hızını sırasıyla 0,0686 ve 0,0620 birim azaltmaktadır.

SAR ve SEM probit modelinde, mutlak toplam marjinal etkiler kapsamında beş yaş altı çocuk ölüm hızı üzerinde en yüksek etkiye kişi başına düşen gelir değişkeninin sahip olduğu görülmektedir. Elde edilen bu bulgunun Preston (1975), O'Hare vd. (2013) ile Eryurt ve Koç (2009) ve diğer literatürde yer alan çalışmaları desteklediği görülmektedir. Çocuk ölümleri üzerinde güçlü etkisi olan bir diğer faktör ise Nyamuranga ve Shin (2019) ile Çevik ve Taşar (2003) çalışmalarında da üzerinde durulduğu gibi sağlık harcamalarıdır. Aktif toplum içerisinde zorunlu eğitime sahip bireylerin, beş yaş altı çocuk ölümleri üzerindeki etkisi yukarıda yer alan modellerden gözlemlenebilmektedir. Eğitimin önemine vurgu yapan bu bulgu da literatürde yer alan Yetim vd. (2021) ile Iram ve Butt (2008) çalışmaları tarafından desteklenmektedir.

Modeller karşılaştırıldığında, SEM probit modelinde klasik probit modeline benzer şekilde ve sadece toplam marjinal etkilerin elde edildiği görülmektedir. Bu durum SEM probit modeline bir kısıtlama getirmektedir. Modeller karşılaştırıldığında mekânsal kümelenmeler, yayılımlar hakkında bilgi sağlayan dolaylı marjinal etkilerin hesaplandığı SAR probit modeli daha bilgi verici olmaktadır.

7. SONUÇ

2019 yılına ait TÜİK verilerine göre beş yaş altı çocuk ölüm hızı binde 11,2 olan Türkiye, beş yaş altı çocuk ölüm hızında gelişmiş ülkelerin gerisinde kalmış olsa da, son yıllarda gerçekleştirilen sağlık reformları ve uygulamaya konulan ilgili programlar aracılığıyla, ölüm hızında düşüş eğilimi göstermiş ve göstermeye devam etmektedir.

Çocuk ölümlerinin genel belirleyicisinin beş yaş altı çocuk ölümleri olduğunun belirtilmesinin ardından, ilgili konu hakkında yapılacak çalışmalar daha fazla önem kazanmıştır. Bu doğrultuda yapılan çalışmada, beş yaş altı çocuk ölüm hızının belirleyicilerinin ortaya konulması amaçlanmıştır. Bu amaçla çalışmada, mekânsal probit modeli kullanılmış ve iller arasındaki mekânsal etkileşimler araştırılmıştır. Mekânsal nitel tercih modellerinin analizine yönelik ulusal ve uluslararası literatürde yer alan çalışmaların sayıca yetersiz olması, çalışmada kullanılan analizin tercihinde etkili olmuştur. Ülke grubu yerine iller bazında çalışılması, nitel tercih modellerine uygun mekânsal bağımlılık testlerinin kullanılması gibi birçok farklı bakış açısına sahip çalışmanın, literatüre katkıda bulunması beklenmektedir.

Analizin ilk aşamasında, klasik probit modelinde mekânsal etkilerin varlığı araştırılmıştır. Bunun için henüz sadece teorik çalışmalarda yer alan ve nitel tercih modellerinde mekânsal etkileri araştıran Kelejian ve Prucha (2001) tarafından önerilen Moran's I testi ile Pinkse - Slade (1998) ve Pinkse'e (1999, 2004) ait LM testleri kullanılmıştır. Nitekim testlerin sonucunda, modelde mekânsal etkilerin varlığı tespit edilmiş olup, SAR ve SEM probit modelleri tahmin edilmiştir. Tahmin yöntemi olarak, koşullu ve tam olasılık olmak üzere iki farklı optimizasyona sahip, Martinetti ve Geniaux (2017) tarafından önerilen Yaklaşık Olabilirlik yöntemi kullanılmıştır. SAR ve SEM probit modellerinin iki farklı optimizasyon ile tahmin edilmesi neticesinde, elde edilen dört farklı modelden, tüm modeller arasında en uygun belirlilik ölçütüne sahip tam olasılık optimizasyonu ile tahmin edilen SEM probit modeli ile, sosyal verilerdeki mekânsal bağımlılığın SAR spesifikasyonu şeklinde ortaya çıkmasının beklentisinden ötürü, belirlilik ölçütüne göre seçilen tam olasılık optimizasyonu ile tahmin edilen SAR probit modeli, uygun modeller olarak nitelendirilmiştir. İlgili modeller arasından SAR probit modelinin, diğer modele kıyasla mekânsal yayılımlar hakkında daha bilgi verici olduğu belirlenmiştir.

Tahmin sonuçlarına göre, kişi başına düşen gelir, merkezi devlet sağlık harcamaları ile zorunlu eğitimi temsil eden ilköğretim ve ortaöğretim mezun oranlarının, beş yaş altı çocuk ölüm hızının olasılığını düşürdüğü ve çocuk ölümlerini azaltıcı yönde etkilediği tespit edilmiştir. Modelden elde edilen bulguların Preston (1975), Subaşı Ertekin vd. (2016), Iram ve Butt (2008) ile diğer literatürde yer alan çalışmaları desteklediği görülmektedir. Modellerdeki mekânsal ilişki katsayılarının anlamlı ve pozitif olması ise, beş yaş altı çocuk ölümleri hususunda illerin birbirinden bağımsız olmadığını ve bir ildeki ölüm hızına ait olasılığın, komşu ildeki ölüm hızına ait olasılıktan etkilendiğini göstermektedir.

Çalışmadan elde edilen bulgular, beş yaş altı çocuk ölümleri üzerinde mekânsal etkileşimin tespit edilmesinden kaynaklı olarak, ölümlerin yüksek olduğu ilgili bölgeler için komşu illeri de kapsayacak özel stratejilerin geliştirilmesinin gerekliliğini vurgulamaktadır. Özellikle beş yaş altı çocuk ölüm hızının diğer bölgelere göre daha yüksek olduğu belirlenen Güneydoğu Anadolu ile Doğu Anadolu Bölgeleri'nde bulunan iller başta olmak üzere, ülke genelinde sağlık hizmetlerinin artırılması ve geliştirilmesi ile eğitime verilen halihazırdaki desteğin daha fazla artırılarak, toplumun bilinçlenmesine yardımcı olmak oldukça önem arz etmektedir.

Özellikle beş yaşın altında çocuğu bulunan ebeveynlere, Sağlık Bakanlığı kapsamındaki eğitim programları aracılığıyla bebek ve çocuk sağlığı üzerine eğitimlerin verilmesi ve koruyucu sağlık hizmetlerinin geliştirilmesi, beş yaş altı çocuk ölüm hızının daha düşük değerlerde olmasına olanak tanıyacaktır.

KAYNAKÇA

- Ağır, H., & Tıraş, H. H., (2018). Türkiye’de sağlık harcama türlerinin değerlendirilmesi. *Kahramanmaraş Sütçü İmam Üniversitesi Sosyal Bilimler Dergisi*, 15(2), 643-670.
- Amaral, P. V., Anselin, L., & Arribas-Bel, D. (2013). Testing for spatial error dependence in probit models. *Letters in Spatial and Resource Sciences*, 6, 91-101.
- Anselin, L. (1988). *Spatial econometrics: methods and models*. Springer Science & Business Media.
- Anyanwu, J. C., & Erhijakpor, A. E. (2009). Health expenditures and health outcomes in Africa. *African Development Review*, 21(2), 400-433.
- Atasever, M. (2014). *Türkiye sağlık hizmetlerinin finansmanı ve sağlık harcamalarının analizi 2002-2013 dönemi*.
- Baker, D., & Fugh-Berman, A. (2009). Do new drugs increase life expectancy? A critique of a Manhattan Institute paper. *Journal of general internal medicine*, 24(5), 678-682.
- Balaj, M., York, H. W., Sripada, K., Besnier, E., Vonen, H. D., Aravkin, A., & Eikemo, T. A. (2021). Parental education and inequalities in child mortality: a global systematic review and meta-analysis. *The Lancet*, 398(10300), 608-620.
- Boehmer, U., & Williamson, J. B. (1996). The impact of women’s status on infant mortality rate: A cross-national analysis. *Social Indicators Research*, 37(3), 333-360.
- Çevik, S., & Taşar, O., (2013). “Public Spending on Health Care and Health Outcomes: Cross Country Comparison”, *Journal of Business, Economics and Finance*, Cilt 2(4), 82-100.
- Darmofal, D. (2015). *Spatial analysis for the social sciences*. Cambridge University Press.
- Deaton, A. (2006). Global patterns of income and health: facts, interpretations, and policies.
- Elhorst, J. P. (2012). Dynamic spatial panels: models, methods, and inferences. *Journal of geographical systems*, 14(1), 5-28.
- Eryurt, M. A., & Koç, İ. (2009). Yoksulluk ve çocuk ölümlülüğü: Hanehalkı refah düzeyinin çocuk ölümlülüğü üzerindeki etkisi. *Cocuk Sagligi ve Hastaliklari Dergisi*, 52(3).
- Fleming, M. M. (2004). Techniques for estimating spatially dependent discrete choice models. *Advances in spatial econometrics: methodology, tools and applications*, 145-168.
- Gordon, R. M. (2009). Socio-economic determinants of infant and child mortality in Haiti. *Journal of Eastern Caribbean Studies*, 34(1).
- Iram, U., & Butt, M. S. (2008). Socioeconomic determinants of child mortality in Pakistan: Evidence from sequential probit model. *International Journal of Social Economics*.
- Jelamschi, L., & De Ver Dye, T. (2009). Decline in under-5 mortality rate (U5MR) in Turkey: a case study. Ankara: UNICEF Turkey.
- Kazembe, L. N., Appleton, C. C., & Kleinschmidt, I. (2007). Spatial analysis of the relationship between early childhood mortality and malaria endemicity in Malawi. *Geospatial Health*, 2(1), 41-50.
- Kelejian, H. H., & Prucha, I. R. (2001). On the asymptotic distribution of the Moran I test statistic with applications. *Journal of Econometrics*, 104(2), 219-257.
- Khan, G. R., Baten, A., & Azad, M. A. K. (2023). Influence of contraceptive use and other socio-demographic factors on under-five child mortality in Bangladesh: semi-parametric and parametric approaches. *Contraception and Reproductive Medicine*, 8(1), 22.
- Lesage, J. P., Kelley Pace, R., Lam, N., Campanella, R., & Liu, X. (2011). New Orleans business recovery in the aftermath of Hurricane Katrina. *Journal of the Royal Statistical Society: Series A (Statistics in Society)*, 174(4), 1007-1027.
- Levels & trends in child mortality report, (2021). United Nations Inter-Agency Group for Child Mortality Estimation (UN IGME).
- Levels & trends in child mortality report, (2022). United Nations Inter-Agency Group for Child Mortality Estimation (UN IGME). Erişim Tarihi: 22.02.2023, <https://reliefweb.int/report/world/levels-trends-child-mortality-report-2022>.
- Martinetti, D., & Geniaux, G. (2017). Approximate likelihood estimation of spatial probit models. *Regional Science and Urban Economics*, 64, 30-45.
- Martinetti, D., & Geniaux, G. (2022). R Package “ProbitSpatial”.
- Mendell, N. R., & Elston, R. C. (1974). Multifactorial qualitative traits: genetic analysis and prediction of recurrence risks. *Biometrics*, 41-57.

- Morey, E. R., Rowe, R. D., & Watson, M. (1993). A repeated nested-logit model of Atlantic salmon fishing. *American journal of agricultural economics*, 75(3), 578-592.
- Nyamuranga, C., & Shin, J. (2019). Public health expenditure and child mortality in Southern Africa. *International Journal of Social Economics*.
- OECD, (2008). OECD Sağlık Sistemi İncelemeleri: Türkiye, OECD and the World Bank.
- O'Hare, B., Makuta, I., Chiwaula, L., & Bar-Zeev, N. (2013). Income and child mortality in developing countries: a systematic review and meta-analysis. *Journal of the Royal Society of Medicine*, 106(10), 408-414.
- Pamuk, E. R., Fuchs, R., & Lutz, W. (2011). Comparing relative effects of education and economic resources on infant mortality in developing countries. *Population and development review*, 37(4), 637-664.
- Pinkse, J. (1999). Asymptotics of the Moran test and a test for spatial correlation in Probit models, Working paper, Department of Economics, University of British Columbia, Vancouver.
- Pinkse, J. (2004). Moran-flavored tests with nuisance parameters: examples. In *Advances in Spatial Econometrics* (pp. 67-77). Springer, Berlin, Heidelberg.
- Pinkse, J., & Slade, M. E. (1998). Contracting in space: An application of spatial statistics to discrete-choice models. *Journal of Econometrics*, 85(1), 125-154.
- Preston S. (1975). The changing relation between mortality and level of economic development. *Population Studies*. 29: 231-248.
- Pritchett, L., & Summers, L. H. (1996). Wealthier is healthier. *J Human Resources*, 31(4), 841-868.
- Qu, X., & Lee, L. F. (2012). LM tests for spatial correlation in spatial models with limited dependent variables. *Regional Science and Urban Economics*, 42(3), 430-445.
- Smirnov, O. A. (2010). Modeling spatial discrete choice. *Regional science and urban economics*, 40(5), 292-298.
- Studenmund, A. H. (2014). *Using econometrics a practical guide*. Pearson Education Limited.
- Subaşı Ertekin, M., Yüce Dural, B., & Kırca, M. (2016). Türkiye’de Ekonomik Büyüme ve İşsizliğin Bebek Ölümüne Etkisi. *Gümüşhane University Electronic Journal of the Institute of Social Science/Gümüşhane Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü Elektronik Dergisi*, 7(17).
- Tibebu, N. S., Emiru, T. D., Tiruneh, C. M., Nigat, A. B., Getu, B. D., & Mekonnen, A. B. (2022). Potential determinant factors of under-five mortality in the Amhara region of Ethiopia. *BMC pediatrics*, 22(1), 1-7.
- Todaro, M. P. (1992). "Human Development Report 1992", *Population and Development Review*. 359-363.
- TÜİK. Bölgesel İstatistikler Veri Tabanı. Erişim Tarihi: 25.01.2023, <https://biruni.tuik.gov.tr/bolgeselististik/sorguSayfa.do?target=degisken>.
- TÜİK. (2020). "İstatistiklerle Çocuk", www.tuik.gov.tr.
- UNDP. (1998). İnsani Gelişme Raporu: Türkiye, Ankara. Erişim Tarihi: 20.02.2023, <https://www.undp.org/tr/turkiye/publications/1998-ulusal-insani-gelisme-raporu-insani-gelisme-ve-haklara-dayali-bir-kalkinma-yaklasimina-dogru>.
- Vakili, R., Moghadam, Z. E., Khademi, G., Vakili, S., & Saeidi, M. (2015). Child mortality at different world regions: a comparison review.
- Warren, J. L., Mwanza, J. C., Tanna, A. P., & Budenz, D. L. (2016). A statistical model to analyze clinician expert consensus on glaucoma progression using spatially correlated visual field data. *Translational Vision Science & Technology*, 5(4), 1-11.
- Wheatley, L. (2015). Factors affecting child mortality. Chattanooga: University of Tennessee. Erişim Tarihi: 20.02.2023, <https://scholar.utc.edu/honors-theses/39/>.
- Yetim, B., Demirci, Ş., Konca, M., İlgün, G., & Çilhoroz, Y. (2021). Türkiye’de Bebek Ölüm Hızının Sosyoekonomik Belirleyicileri. *Sosyoekonomi*, 29(47).

Beyan ve Açıklamalar (Disclosure Statements)

1. Bu çalışmanın yazarları, araştırma ve yayın etiği ilkelerine uyduklarını kabul etmektedirler (The authors of this article confirm that their work complies with the principles of research and publication ethics).
2. Yazarlar tarafından herhangi bir çıkar çatışması beyan edilmemiştir (No potential conflict of interest was reported by the authors).
3. Bu çalışma, intihal tarama programı kullanılarak intihal taramasından geçirilmiştir (This article was screened for potential plagiarism using a plagiarism screening program).