



Mekânsal Ekonometri Analizi ile Türkiye’de Bölgeler Arası Bebek Ölüm Oranı Belirleyicileri Üzerine Bir İnceleme

A Study on Interregional Determinants of Infant Mortality Rate in Turkey with Spatial Econometric Analysis

Ahmet Koncak* , Gökhan Konat** 

Öz

Bebek ölümlerinin altında yatan nedenlerin başında sosyal ve ekonomik faktörler, eğitim, sağlık okuryazarlığı, sağlıklı ilgili davranış ve bunun gibi diğer birçok faktör gösterilmektedir. Bu çalışmada Türkiye’de bebek ölümleri nedenlerinin sosyoekonomik göstergeler ile olan ilişkisi araştırılmak istenmektedir. Böylelikle Türkiye için sosyoekonomik dezavantaj birikiminin olup olmadığını göstermek adına istatistiki bölge birimleri sınıflamasına göre 26 Bölge (İBBS-2) için mekânsal ekonometrik tekniklerden faydalanılmıştır. Çalışmada bebek ölüm oranını etkileyen sosyoekonomik göstergeler olarak annenin yaş grubuna göre doğumları (15’den az), gelir eşitsizliği katsayısı (Gini indeksi), yaş gruplarına göre kadınların işgücüne katılma oranı (15 yaş ve üzeri, Toplam/Kadın), yüz bin kişi başına toplam hastane yatak sayısı, ilköğretim mezunu kadın sayısı ile lise veya dengi mezunu kadın sayısı alınmıştır. Çalışmada dikkate alınan değişkenlerin veri setine Türkiye İstatistik Kurumu resmi veri tabanından erişilmiştir. Yapılan sınamalar neticesinde 15 yaşın altında doğum yapan kadın sayısında, Gini katsayısında ve ilkökul mezunu kadın sayısındaki artışın bebek ölümlerini artırdığı, artan eğitim düzeyi ile bebek ölümlerinin azaldığı görülmektedir. Ayrıca 15 yaş üstü işgücüne katılan kadın yüzdesi ve yüz bin kişi başına hastanede kişi başına düşen yatak sayısındaki artışın bebek ölümlerinde azalışa neden olduğu bulgusuna ulaşılmaktadır. Dolayısıyla bebek ölümlerindeki sebeplerin sosyoekonomik göstergeler ile olan ilişkilerini araştırmak, halk sağlığı politikası önlemlerinin tasarlanması önemli ipuçları sağlayabilir. Böylelikle ele alınan ülke, bölge ya da topluluk için çıkarımlarda bulunarak politika önlemleri almada yardımcı olabilir.

Anahtar Kelimeler

Bebek Ölümleri, Sosyoekonomik Göstergeler, İBBS-2, Mekânsal Ekonometri

Abstract

Social and economic factors, education, health literacy, health-related behavior, and many other factors are shown at the beginning of the underlying causes of infant deaths. This study it is aimed to investigate the relationship between the causes of infant mortality and socioeconomic indicators in Turkey. Therefore, using 26 Regions (NUTS2) following the classification of statistical regional units, spatial econometric approaches were employed to demonstrate if a socioeconomic disadvantage accumulation exists in Turkey. In the study, the socioeconomic indicators that affect infant mortality are the number of women who gave birth under the age of 15, income inequality coefficient (Gini index), labor force participation rate of women by age groups (15 years and above, Total/Female), the total number of hospital beds

* **Sorumlu Yazar:** Ahmet Koncak (Arş. Gör. Dr.), Bolu Abant İzzet Baysal Üniversitesi, İİBF, Ekonometri Bölümü, Bolu, Türkiye
E-posta: akoncak@ibu.edu.tr ORCID: 0000-0002-4445-6128

** Gökhan Konat (Arş. Gör. Dr.) Bolu Abant İzzet Baysal Üniversitesi, İİBF, Ekonometri Bölümü, Bolu, Türkiye
E-posta: gokhan.konat@inonu.edu.tr ORCID: 0000-0002-0964-7893

Atf: Koncak, A., Konat, G. (2023). Mekânsal ekonometri analizi ile Türkiye’de bölgeler arası bebek ölüm oranı belirleyicileri üzerine bir inceleme. *EKOIST Journal of Econometrics and Statistics*, 38, 149-170. <https://doi.org/10.26650/ekoist.2023.38.1195613>



per hundred thousand people, number of primary school graduate women, and number of high schools or equivalent graduate woman. TurkStat was utilized to collect all of the study's data. The experiments show that newborn mortality is increased by the Gini coefficient, the number of women who completed primary school, and the number of women who gave birth before the age of 15, but infant mortality is decreased by higher education levels. In addition, it is found that an increase in the percentage of women over the age of 15 participating in the workforce and the number of beds per hundred thousand people in the hospital causes a decrease in infant mortality. Therefore, investigating the relationship between infant mortality causes and socioeconomic indicators can provide essential clues about public health policy design. Thus, it can assist in taking policy measures by making inferences for the country, region, or community studied.

Keywords

Infant Mortality, NUTS2, Socioeconomic Indicators, Spatial Econometrics

Extended Summary

Health indicators are also used to evaluate a nation's level of development and well-being, in addition to economic indicators. The infant mortality rates of the most commonly used countries are one of these indicators. Infant mortality rates, accepted as a component of the physical quality of life index, are an essential indicator of a country's health and development level. Therefore, research conducted by considering these and similar health indicators help to make inferences about the country, community, or region under consideration, as it shows good public health and quality. In this study, the determinants of infant mortality were examined with the data of 2019 for NUTS-2 for Turkey. For this purpose, the spatial regression approach was used to include the spatial interaction between regions in the modeling process.

The number of women who gave birth under the age of 15 (*yas15*), the Gini coefficient (*gini*), the percentage of women over the age of 15 participating in the workforce (*isgucu*), the total number of hospital beds per hundred thousand people (*kbyatak*), number of primary school graduate women aged 15 and over (*ilkokul*) and number of high school graduate women aged 15 and over (*lise*) were included in the model as independent variables.

The spatial weight matrix allows the spatial regression approach to integrating spatial effects into the model. In the study, row standardization was used along with the development of a spatial weight matrix based on rook contiguity. In the first step, the OLS model was estimated, and the existence of spatial autocorrelation in errors was investigated with the Moran-I test. According to the results of the OLS model, only *isgucu* was statistically significant. When the regional distribution of *bebekol* is examined on the map, it is thought that there may be a spatial interaction since it is observed that there are clusters. In this respect, the Moran-I test was applied to the residuals of the OLS model in the first step to determine the spatial autocorrelation. According to the test result, positive spatial autocorrelation was found in the residuals.

LM tests were used to select the suitable model. As a result of the test, it was decided that the suitable model was the SEM model. The variables that were statistically insignificant in the OLS model then started to become significant in the estimated SEM model. The spatial error parameter λ is statistically significant. In addition, since the Akaike Information Criteria (AIC) is lower in the SEM model, it is concluded that the performance of this model is better. Finally, when the significance of the spatial error parameter was tested with the Likelihood Ratio (LR) test, it was confirmed that it should be included in the model.

According to the SEM model, a 1% increase in the number of women who gave birth under the age of 15, the Gini coefficient, and the number of primary school graduate women caused an increase of 0.124%, 0.803%, and 0.647%, respectively. Although the 1% increase in the number of high school graduate women seems to cause an increase of 0.316% in infant mortality, it can be said that there is a decrease in infant mortality rates by about half when compared to the number of primary school graduates. The 1% increase in *isgucu* and *kbyatak* variables causes a 0.852% and 0.616% decrease in infant mortality, respectively. The spatial error term coefficient is 0.866 and is statistically significant.

When the SEM model’s findings are considered generally, it is clear that income inequality between regions is the main cause of an increase in infant mortality. Another factor is the mother’s education level. There is a decrease in infant mortality with the increase in education level. On the other hand, the increase in the number of women giving birth under the age of 15 causes an increase in infant mortality. In this respect, by supporting women in their education, pregnancies under the age of 15 can be prevented, and regional development can be achieved through qualified participation in the labor market. Thus, it is possible to observe decreases in regional income inequality as regions grow. Therefore, it is evident from this research that increasing the mother’s academic achievement is crucial for reducing infant mortality. Moreover, improving the health system and conditions through investments in the health sector will similarly reduce infant mortality.

Mekânsal Ekonometri Analizi ile Türkiye’de Bölgeler Arası Bebek Ölüm Oranı Belirleyicileri Üzerine Bir İnceleme

Ülkelerin kalkınma ve refah düzeylerini ölçerken sadece ekonomik göstergelerden faydalanılmamakta sağlık göstergelerinden de faydalanılmaktadır. Bu göstergelerden biri de yaygın olarak kullanılan ülkelerin bebek ölüm oranlarıdır. Fiziksel yaşam kalitesi endeksinin bir bileşeni olarak kabul görülen bebek ölüm oranları bir ülkenin hem sağlık hem de gelişmişlik düzeyinin önemli bir göstergesidir. Dolayısıyla bu ve bunun gibi sağlık göstergeleri dikkate alınarak yapılan araştırmalar iyi halk sağlığı ve kalitesini gösterdiği için ele alınan ülke, topluluk ya da bölge hakkında çıkarımlarda bulunmasına yardımcı olur (Ertekin vd., 2016: 124-125).

Nüfus sağlığının oldukça hassas bir ölçüsü olarak kabul edilen bebek ölümleri aynı zamanda çevresel ve sosyoekonomik kalkınmanın da jeopolitik bir ölçüsü olarak literatürde kabul görmektedir (Fantini vd., 2006: 429). Belirli bir toplulukta bebek ölüm oranı ya da hızı, genel sağlık veya refah seviyesinin; çevresel ve sosyoekonomik gelişiminin en önemli göstergelerinden biridir. Çünkü bebek sağlığı ve hayatta kalması, bebeklerin doğdukları ve içinde büyüdükleri koşullarla yakından ilişkilidir (Ortigoza vd., 2021: 264). Bu sebeple araştırmacılar bebek ölümleri ile sosyoekonomik göstergeler arasındaki ilişkiyi inceleyerek ele aldığı ülkenin, bölgenin ya da topluluğun halk sağlığı politikası önlemlerini tasarlamaktadır. Aynı zamanda sosyoekonomik dezavantaj birikimini göstermek için de bebek ölümleri ile sosyoekonomik göstergeler arasındaki ilişki kullanılmaktadır (Rosicova vd., 2011: 523-524).

Bebek ölümü, bir çocuğun belirli bir yıl veya dönemde bir yaşına gelmeden ölümü olarak tanımlanır. Erken çocukluk, gelecekteki sağlık durumlarını belirleyen hayati bir dönemdir. Bu nedenle bebek ölüm oranı, bir ülkenin fiziksel yaşam kalitesi indeksini ve refahını belirlemek için kullanılacak hassas ve önemli bir göstergedir. Bebek ölümleri birçok gelişmekte olan ülkede önemli bir halk sağlığı önceliği olmaya devam etmektedir ve bu zorluğu ele almayı amaçlayan stratejiler büyük önem taşımaktadır. Bebek ölümleriyle önemli ölçüde ilişkili olan ve henüz keşfedilmemiş birçok faktör mevcuttur (Lamichhane vd., 2017: 2). Dünya genelinde yapılan araştırmalar neticesinde bebek ölümleri biyolojik, sosyoekonomik ve çevresel olmak üzere üç kategoride sınıflandırılmaktadır (Mosley ve Chen, 2003: 140-142).

Yürütülen araştırmalar neticesinde cinsiyet, annenin kitle iletişim araçlarına maruz kalması, temiz yemek pişirmek için yakıt kullanımı, tuvalet erişimi, gelişmiş ve güvenli içme suyu tesisi, annenin dini ve etnik kökeni, hane geliri, doğum sırası, annenin doğumdaki yaşı, doğum aralıkları, doğum öncesi ve doğum bakımının profesyonel mevcudiyeti, annenin eğitimi, kentsel-kırsal yerleşim yeri gibi birçok göstergenin bebek ölümü ile olan ilişkisinin araştırıldığı görülmektedir (Sahu vd., 2015: 710).

Bebek ölüm oranları, annelerin ve yeni doğanların sağlığı için ekonomik ve sosyal koşulların yanı sıra sağlık sistemlerinin etkinliğini yansıtmaktadır. Bebek ölümlerinin nedenleri, ekonomik gelişme, genel yaşam koşulları, sosyal refah ve çevrenin kalitesi gibi tüm nüfusun sağlığını etkileyen yapısal faktörlerle güçlü bir şekilde ilişkilidir. Sanayi dünyasında, bebek ölümlerindeki düşüşte baskın bir faktör, sosyal ve ekonomik ilerleme olmuştur. Dolayısıyla bebek ölüm hızının düştüğü bir senaryoda sosyal, ekonomik veya demografik belirleyiciler önemli roller üstlenmektedir (Khadka vd., 2015: 2).

Sosyal ve ekonomik faktörler, sağlık okuryazarlığı, eğitim ve cinsiyet eşitliği gibi sağlığın belirleyicileri, sağlık arama davranışı ve genel sağlık sonuçları ile güçlü bir şekilde ilişkilidir. Kısmen daha yüksek okuryazarlık oranlarının yansıttığı daha iyi eğitimin, daha yüksek gelir ve daha düşük bebek ölüm oranları ve daha düşük nüfus artış hızı gibi daha iyi sağlık göstergeleri ile ilişkili olduğu bilinmektedir. Ailelerin, özellikle de kadınların eğitimi, kalkınma üzerinde çarpan etkisine sahiptir (Saurabh vd., 2013: 349).

Literatür incelendiğinde mekânsal modellerin çok fazla kullanılmadığı görülmektedir. Bu çalışmanın kullanılan yöntem ve değişkenler bakımından literatürdeki çalışmalardan ayrılarak önemli bir boşluğu dolduracağı düşünülmektedir. Makalenin geri kalanı şu şekilde düzenlenmiştir: ikinci bölümde literatür taraması yer almaktadır, üçüncü bölümde metodoloji açıklanmıştır dördüncü bölümde veri seti ile ilgili bilgiler ve ampirik bulgular bulunmaktadır. Son olarak beşinci bölüm ise araştırmayı sonuçlandırmaktadır.

Literatür Özeti

Literatürde bebek ölümleriyle önemli ölçüde ilişkili olan araştırılmaya değer birçok faktör olması nedeniyle çeşitli ülke, bölge ya da topluluk için yapılan pek çok çalışmanın olduğu görülmektedir. Yapılan literatür taraması sonucunda elde edilen literatür özeti Tablo 1’de sunulmuştur.

Tablo 1
Literatür Özeti

Yazar(lar)	Dönem(ler)	Yöntem(ler)	Sonuç
Wang (2003)	1985-1999	Regresyon Analizi	60 düşük gelirli ülke için kırsal ve kentsel bölgelerde bebek ölümlerini etkileyen faktörler araştırılmıştır. Kırsal bölgelerde kentsel bölgelere göre bebek ölümlerinin daha yüksek olduğu bulunmuş ve iki bölgedeki bebek ölümlerini etkileyen faktörlerin farklı olduğu sonucuna ulaşılmıştır. Kırsal bölgelerde elektrige erişimin artmasıyla; kentsel bölgelerde ise aşılama ile bebek ölümlerinin anlamlı biçimde azalacağı belirtilmiştir.
Narayan ve Smyth (2006)	1960-2000	Nedensellik analizi	Avustralya için yapılan çalışmada kadın işgücüne katılım, doğurganlık ve bebek ölüm oranı arasındaki ilişki araştırılmıştır ve bebek ölüm hızından kadınların işgücüne katılımına doğru tek yönlü bir nedensellik ilişkisi olduğu ifade edilmiştir.
Leigh ve Jencks (2007)	1903-2003	Regresyon Analizi	Avustralya, Kanada, Fransa, Almanya, İrlanda, Hollanda, Yeni Zelanda, İspanya, İsveç, İsviçre, Birleşik Krallık ve ABD için yapılan çalışmada kişi başına düşen gelir düzeyi artışlarıyla birlikte bebek ölüm oranlarının azaldığı sonucuna ulaşılmıştır.
Tüylüoğlu ve Tekin (2009)	2003	Çoklu Regresyon Analizi	176 ülke için gerçekleştirilen analiz neticesinde kişi başı sağlık harcamasının ve kişi başı Gayrisafi Yurt İçi Hâsıla artışının bebek ölüm oranı üzerinde negatif etkiye sahip olduğu bulgusuna erişilmiştir.
Ferrari ve Norström (2010)	1970-2000	Zaman Serileri Analizi	18 yüksek gelirli ülke için yapılan çalışmada ekonomik büyümenin bebek ölümlerini azalttığı sonucuna ulaşılmıştır.
Baird vd. (2011)	1986-2004	Regresyon Analizi	123 ülke için kişi başına GSYİH ile bebek ölümleri arasında büyük ve negatif bir ilişki olduğunu göstermişlerdir.
Erdoğan vd. (2013)	1970-2007	Panel Veri Analizi	25 OECD ülkesi için yapılan çalışmada ampirik bulgular seçilmiş ülkelerde bebek ölüm hızı ile kişi başına düşen reel GSYİH arasında anlamlı ve negatif bir ilişki olduğunu ortaya koymaktadır.
Siah ve Lee (2015)	1970-2010	ARDL ve Granger Nedensellik Analizi	Malezya için kadınların işgücüne katılım oranı, bebek ölüm hızı ve doğurganlık arasındaki kısa ve uzun vadeli ilişkinin ve nedensellik ilişkisinin araştırıldığı çalışmada bebek sahibi olmanın kadın istihdamını engellemediğini ve böylece istihdam ile bebek ölümlerinin azaldığı sonucuna varmışlardır.
Ertekin vd. (2016)	1960-2013	Eşbütünleşme Analizi	Türkiye için bebek ölümleri ile kişi başı gelir ve işsizlik oranı arasındaki uzun dönemli ilişki sınanmış ve elde edilen bulgular sonucunda değişkenler arasında uzun dönemli bir ilişkinin olduğu belirtilmiştir. Uzun dönemde kişi başı gelir artışının bebek ölümlerini azalttığı, işsizlik oranındaki artışın da bebek ölümlerini artırdığı ifade edilmiştir. Ayrıca kişi başı gelir düzeyinin işsizlik oranına göre bebek ölümleri üzerinde etkisinin daha fazla olduğu sonucuna varılmıştır.

Demirtaş ve Metintaş (2017)	2015	Korelasyon Analizi	Türk Cumhuriyetleri için gerçekleştirilen çalışmada kişi başına düşen Gayri Safi Yurt İçi Hâsıla ve kişi başına düşen sağlık harcaması arttıkça bebek ölüm hızı azalmakta; işsizlik yüzdesi, kaba doğum hızı ve toplam doğurganlık hızı arttıkça bebek ölüm hızının arttığı sonucuna varılmıştır.
Cesur, Tekin, Ülker (2017)	2001-2011	Panel Veri Analizi	Türkiye’deki illerde doğalgaz kullanımının yaygınlaşmasının bebek ölümleri üzerindeki etkisinin incelendiği çalışmada doğalgaz kullanımının bebek ölümlerini anlamlı şekilde azalttığı bulunmuştur.
Manavgat ve Çelik (2017)	2008-2014	Mekânsal Panel Veri	Türkiye’nin 81 ili için sağlık düzeyinin göstergelerinden biri olan bebek ölüm hızı artış oranının bağımlı değişken olarak kullanıldığı çalışmada iller arasında sağlık düzeyi açısından pozitif yönlü yayılma etkisinin olduğu sonucuna varılmıştır. Ayrıca gelir düzeyi ve sosyal sağlık güvencesinin sağlık düzeyinin en önemli belirleyicilerinden olduğu belirtilmektedir. Bununla birlikte, eğitim düzeyinin, kentleşme oranının ve sağlık hizmetlerine erişim kolaylığının sağlık düzeyi üzerinde olumlu etkiye sahip olduğu belirtilmiştir.
Der (2020)	· 2013 · 2013 · 2009-2018 · 2014-2018 · 2011-2017	· Tek Değişkenli Lojistik Regresyon · Çok Değişkenli Lojistik Regresyon · Panel Sabit Etkiler (81 İl, 26 Bölge ve 56 Ülke için)	Tek ve çok değişkenli lojistik regresyon sonuçlarına göre refah ve doğumlar arasındaki sürenin artması bebek ölüm riski üzerinde azaltıcı etkiye sahip olduğu sonucuna ulaşılmıştır. İller düzeyindeki bebek ölümlerinde okuma yazma bilmeyen kadın oranında ve kişi başı gelirden artışın bebek ölümleri üzerinde artırıcı etkiye sahip olduğu bulunmuştur. Bölgeler düzeyi için bebek ölümleri üzerinde Gini katsayısının artırıcı; üniversite mezunu kadın sayısının ve işsizlik oranının azaltıcı etkiye sahip olduğuna ulaşılmıştır. Son olarak 56 ülke için tahmin edilen modele göre kişi başı milli gelir, en az ilköğretim mezunu kadın sayısı ve elektriğe erişimi olan nüfusta artışın bebek ölümleri üzerinde azaltıcı etkiye sahip olduğu bulunmuştur.
Tatlı (2021)	2019	Mekânsal Kesit Regresyon Modeli	Türkiye için iller bazında bebek ölümleri ile kaba doğum oranı, temel sağlık hizmetlerine başvuran sayısı, ebe sayısı, okur yazarlık oranı arasındaki ilişki mekânsal regresyon modeli ile incelenmiştir. Moran-I istatistiğine göre iller arasında bebek ölümlerinde mekânsal ilişki bulunmuş ve uygun modelin mekânsal gecikme (SAR) modeli olduğuna karar verilmiştir.
Yetim vd. (2021)	2014-2018	Panel Regresyon Analizi	Türkiye’de bebek ölümlerinin sosyoekonomik nedenlerinin araştırıldığı çalışmada, üniversite mezunu kadın yüzdesi, sağlık harcamalarının hane halkı harcamaları içerisindeki yüzdesi, Gini katsayısı, yoksulluk oranı, doğurganlık hızı ve kentsel nüfus yüzdesi değişkenleri bağımsız değişkenler olarak ele alınmıştır. Yapılan sınamalar neticesinde üniversite mezunu kadın yüzdesinin bebek ölümleri üzerinde istatistiksel olarak anlamlı ve negatif ve doğurganlık hızının da etkiye sahip olduğu sonucuna ulaşılmıştır.

Tuzun (2021)	2019	Doğrusal Regresyon Analizi	Türkiye’de bebek ölüm hızı ile ilişkili etmenlerin araştırıldığı çalışmada iki değişkenli modeller için yüz bin kişiye düşen hastane yatak sayısı parametresi anlamlı değilken, toplam doğurganlık hızı, adolesan doğumların toplam doğumlar içindeki oranı, kişi başı Gayrisafı Yurt İçi Hâsıla, 18 yaş ve üzeri için lise ve üzeri eğitim alan kadınların oranı, yüz bin kişiye düşen hekim sayısı, bin doğuma düşen yeni doğan yoğun bakım yatak sayısı modele etkisinin istatistiksel olarak anlamlı olduğu sonucuna varılmıştır. Ayrıca bebek ölüm hızı ile 100.000 kişiye düşen hastane yatak sayısı arasında zayıf negatif ilişki olduğu ifade edilmiştir.
Şantaş vd. (2021)	2000-2017	Panel Regresyon Analizi	OECD ülkeleri için gerçekleştirilen analizler neticesinde bebek ölüm hızları ile kamu sağlık harcamaları arasında istatistiksel olarak anlamlı ve negatif bir ilişki olduğu sonucuna varılmıştır.

Literatür incelendiğinde bebek ölümlerini inceleyen çalışmaların çoğunun bölgesel etkileşimi modelleme sürecine dahil etmeyen yöntemleri kullandığı görülmektedir. Bu çalışmada ise incelenen dönem için Türkiye’nin İBBS-2 düzeyi 26 bölge arasındaki mekânsal etkileşim modelleme sürecine dahil edilmiştir.

Mekânsal Regresyon Yaklaşımı

Mekânsal regresyon modelleri Tobler (1970)’in “*her şey birbiri ile ilişkilidir ancak yakın olanlar uzaktakilere göre daha ilişkilidir*” olarak tanımlanan coğrafyanın ilk kanunundan yola çıkılarak ülkeler, bölgeler gibi birimler arasındaki etkileşimlerin regresyon modellerine mekânsal ağırlık matrisi ile dahil edilmesine dayanmaktadır. Bu yöntem sağlık, psikoloji, ekonomi, eğitim, sosyal bilimler gibi çok farklı alanlarda uygulanma imkânı bulunmasından dolayı kesit veri tipinin ardından panel veri modellerinde de yer bulmuştur. Bununla birlikte başlarda yalnızca başta yalnızca mekânsal etkilerin tespitiyle sınırlı olan literatür modelleme ve tahmin konusunda da yol almıştır.

Mekânsal etkiler, mekânsal değişkenlik ve mekânsal bağımlılık ya da diğer bir ifade ile mekânsal otokorelasyon olarak ortaya çıkmaktadır (Koncak, 2016: 16). Zaman serisi boyutunda otokorelasyon gözlemlerin kendisinin zaman gecikmeleriyle olan korelasyonunun ölçüsünü ifade ederken; mekânsal otokorelasyon gözlemlerin mekânsal konumları arasındaki fonksiyonel ilişki olarak görülebilir. Pozitif mekânsal otokorelasyon durumu birbiriyle benzer değerlerin kümelenmesine işaret ederken negatif otokorelasyon ise bu durumun tam tersini işaret etmektedir. Mekânsal otokorelasyonun bulunmaması ise gözlemler arasında mekânsal ilişki bulunmadığını ve gözlemlerin dağılımının rassal olduğuna göstermektedir.

Birimler arasındaki ilişki mekânsal ağırlık matrisi W ile modellenmektedir. $N \times N$ boyutunda, (bir birim kendisi ile komşu olmadığı varsayıldığından) köşegen elemanları sıfırlardan oluşan, pozitif ve simetrik yapıda olan bu matris coğrafi komşuluğa ya

da uzaklığa göre oluşturulabilmektedir. w_{ij} ’lerden oluşan W matrisi i ve j birimleri arasındaki ilişkiyi temsil etmektedir. i ve j birimleri komşu ise “1” değil ise “0” değerlerini almaktadır. Oluşturulan bu matris yorumlama kolaylığı açısından satır ya da sütun toplamları 1’e eşit olacak şekilde standartlaştırılarak kullanılmaktadır. Y gibi bir değişkenin mekânsal ağırlık matrisi ile çarpılmasıyla (WY) ilgili değişkenin mekânsal gecikmesi hesaplanmış olacaktır. Bu değer i birimine komşu olan birimlerdeki Y değişkenlerinin ortalama değeri şeklinde yorumlanmaktadır (Arbia, 2014: 29).

(1) numaralı eşitlikte yer alan matris formundaki klasik doğrusal regresyon modelinde N gözlem sayısını ve k değişken sayısını göstermek üzere; $YNXI$ boyutlu bağımlı değişken vektörünü, $XN \times k + 1$ boyutlu bağımsız değişkenler matrisini, $\beta k \times 1$ boyutlu katsayılar vektörünü ve $\varepsilon N \times 1$ boyutlu hata terimleri vektörünü göstermektedir.

Mekânsal regresyon modellerinde mekânlar arası etkileşimi tanımlayan mekânsal ağırlık matrisinin tanımlanmasından sonraki adım bu modelin kalıntılarında mekânsal etkileşimin olup olmadığının araştırılmasıdır. Mekânsal etkilerin bulunmadığı durumda Eşitlik (1)’deki modelin tahmini için EKK (En Küçük Kareler) kullanabilir ancak mekânsal etkilerin bulunduğu durumda bu tahmincinin kullanılması durumunda EKK tahmincileri etkinlik özelliğini kaybedecektir. Ayrıca mekânsal etkiler bulunurken, mekânsal gecikme teriminin modelde yer almaması dışlanmış değişken sorununa neden olacaktır. Bu durumda ise tahmin edilen klasik doğrusal regresyon modelinin parametreleri yanlı ve tutarsız olacaktır.

$$Y = X\beta + \varepsilon \quad (1)$$

Tüm mekânsal etkileşim yapılarını içeren genel yuvalanmış model Eşitlik (2)’deki gibi tanımlanmaktadır. Bu modele farklı kısıtlar konularak farklı modeller türetilmektedir. Eşitlik (1)’de yer alan mekânsal etkilerin bulunmadığı klasik doğrusal regresyon modeli $\rho=0$, $\theta=0$ ve $\lambda=0$ kısıtlarıyla elde edilmektedir.

$$Y = \rho WY + X\beta + WX\theta + u$$

$$u = \lambda Wu + \varepsilon \quad (2)$$

Standart doğrusal regresyon modeline mekânsal etkileşim üç farklı şekilde dahil edilebilir; bağımlı değişken Y ile içsel etkileşim etkileri, bağımsız değişken X ile dışsal etkileşim etkileri ve son olarak hata terimleri ε ’lar arasındaki etkileşim etkileri (Elhorst, 2014, p. 5). Yaygın olarak kullanılan mekânsal gecikme (SAR) ve mekânsal hata (SEM) modelleri ise sırasıyla $\theta=0$, $\lambda=0$ ve $\rho=0$, $\theta=0$ kısıtlarının konulmasıyla elde edilmektedir. SAR modelinde bağımlı değişkenin mekânsal etkileşimleri açıklayıcı değişken olarak modele dahil edilmektedir. WY olarak ifade edilen bu durum aynı zamanda komşu birimlerdeki değerlerin ağırlıklı ortalamasını göstermektedir. Diğer yaygın olarak kullanılan SEM modelinde ise mekânsal olarak

ilişkili gözlemlenemeyen özellikler ya da ihmal edilen değişkenler mekânsal olarak ilişkili hatalar olarak modellenmektedir. SAR modelindeki içsellik sorunu nedeniyle modelin tahmini için EKK tahmincisi yerine maksimum olabilirlik (ML), araç değişkenler (IV), genelleştirilmiş momentler yöntemi (GMM) gibi tahmincilere başvurulmaktadır. SEM modeli EKK ile tahmin edildiğinde içsellik problemine bağlı yanlılık ve tutarsızlık sorunu yoktur. Ancak elde edilen parametreler etkin değildir bu yüzden EKK tahmincisinden daha etkin sonuçlar verecek tahmincilere ihtiyaç duyulmaktadır. Bu modelin tahmininde maksimum olabilirlik (ML) ve uygulanabilir genelleştirilmiş en küçük kareler (FGLS) tahmincileri kullanılmaktadır.

Mekânsal etkilerin tespiti için kullanılan en temel araç EKK kalıntılarındaki mekânsal otokorelasyonu ölçen Moran (1950) tarafından geliştirilen ve Cliff ve Ord (1972) tarafından önerilen Moran-I istatistiğidir (Arbia, 2014: 33). H_0 hipotezi “Mekânsal otokorelasyon yoktur” olan bu istatistik ε EKK’dan elde edilen kalıntıları göstermek üzere (3) numaralı eşitlikteki gibi hesaplanmaktadır.

$$I = \frac{\varepsilon'W\varepsilon}{\varepsilon'\varepsilon} \quad (3)$$

Bu istatistik standartlaştırılarak standart normal dağılım tablosu ile kıyaslanacak şekilde (4) numaralı eşitlikteki halini almıştır. Eşitlikte yer alan $E(I)$ beklenen değeri, $var(I)$ ise I istatistiğinin varyansını ifade etmektedir.

$$Z(I) = \frac{I - E(I)}{\sqrt{var(I)}} \sim N(0,1) \quad (4)$$

Moran-I istatistiği mekânsal dağılımın tümüne ait kümelenme hakkında bilgi verirken kümelenmenin konumu hakkın bilgi vermemektedir. Bu nedenle bu istatistik global bir istatistiktir. Anselin (1995) lokal mekânsal kümelenmelerin görülebilmesi ve anlamlı olup olmadığının test edilebilmesi için lokal bir istatistik olan LISA (Local indicators of spatial association) istatistiğini önermiştir. Önerilen bu istatistik Moran-I gibi global bir istatistiği oluşturan gözlemlerin ayrıştırılmasına ve yalnızca komşu gözlemlerle olan mekânsal ilişkisine dayanmaktadır (Fischer ve Wang, 2011: 27).

Moran-I istatistiği mekânsal bağımlılık hakkında bilgi verirken alternatif hipotez altında bağımlılığın türü hakkında bilgi vermemektedir. Bu bakımdan hem bağımlılığın testi hem de kullanılması gerekli model türü hakkında bilgi veren LM (Lagrange Multiplier) testleri ve bunların dirençli (robust) versiyonları kullanılmaktadır (Anselin, 2001: 323). Uygun mekânsal regresyon modelinin belirlenmesinde genellikle klasik doğrusal regresyon modelinden başlanarak kalıntılarda mekânsal etkileşim olup olmadığı incelenir. Mekânsal ilişki bulunması halinde ise uygun modele LM istatistiklerinden yararlanılarak karar verilebilir. Bu yöntem kısaca özelden genele yaklaşım ya da Hendry (1995) yaklaşımı olarak bilinmektedir.

Uygun mekânsal regresyon modelinin belirlenmesinde LM testleri şu şekilde kullanılmaktadır; SAR modeli için LM testi anlamlı (LM_ρ) ve SEM modeli için LM (LM_λ) testi anlamsız ise bu durumda SAR modelinin kullanılması uygun olacaktır. Tersini durumda ise mekânsal etkileşimin SEM modeli ile modellenmesi gerektiğine işaret edilmektedir. Her ikisinin anlamlı olduğunda ise bu testlerin dirençli versiyonlarına (*Robust LM ρ* ve *Robust LM λ*) bakılarak benzer süreç takip edilerek uygun modele karar verilebilir.

Veri Seti ve Uygulama Sonuçları

Bu çalışma kapsamında 2019 yılında Türkiye’de bebek ölümlerinin belirleyicileri 26 alt bölge (İBBS-2) için incelenmiştir. Bebek ölümlerini etkileyebilecek 6 değişken bağımsız değişken olarak modele dahil edilmiştir. Bu değişkenler sırasıyla 15 yaşından küçük yaşta anne olan kadın yüzdesi (*yas15*), eşdeğer hane halkı kullanılabilir fert gelirine göre Gini katsayısı (*gini*), 15 yaş ve üzeri nüfusta kadının işgücüne katılma yüzdesi (*isgucu*), yüz bin kişi başına toplam hastane yatak sayısı (*kbyatak*), 15 yaş üzeri ilköğretim mezunu kadın sayısı (*ilkokul*) ve 15 yaş üzeri lise mezunu kadın sayısıdır (*lise*). Bağımlı değişken olarak ise toplam aylık ve günlük bebek ölümleri (*bebekol*) alınmıştır. Değişkenler arasındaki fonksiyonel *i* ilgili bölgeyi göstermek üzere ilişki Eşitlik (5)’te tanımlanmıştır.

$$bebekol_i = f(yas15_i, gini_i, isgucu_i, kbyatak_i, ilkokul_i, lise_i)$$

Verilerin tamamı TÜİK’ten sağlanmış ve kesit veri tipinde karşılaşılabilecek değişken varyans problemine karşı tüm değişkenlerin doğal logaritması alınmıştır. Değişkenlere ait tanımlayıcı istatistikler Tablo 1’de sunulmuştur. Tablo 1’deki yer alan standart sapmalara göre değerlendirildiğinde en büyük oynaklığın 15 yaş üzeri lise mezunu kadın sayısında olduğu ve onu ilkokul mezunu kadın sayısının takip ettiği görülmektedir. Oynaklığın en az olduğu değişken ise bölgelere ait Gini katsayısıdır. Değişkenlerin normal dağılıp dağılmadığını sınavan Jarque-Bera test sonuçlarına göre normalliği gösteren sıfır hipotezi yalnızca 15 yaşından küçük anne olan kadın yüzdesi (*yas15*) için reddedilebilmektedir. Bu sonuca göre *yas15* haricindeki tüm değişkenlerin normal dağılıma uyduğu söylenebilir. Değişkenler arasındaki doğrusal ilişkinin gücü ve yönü hakkında bilgi veren korelasyon matrisi ise Tablo 2’de paylaşılmıştır.

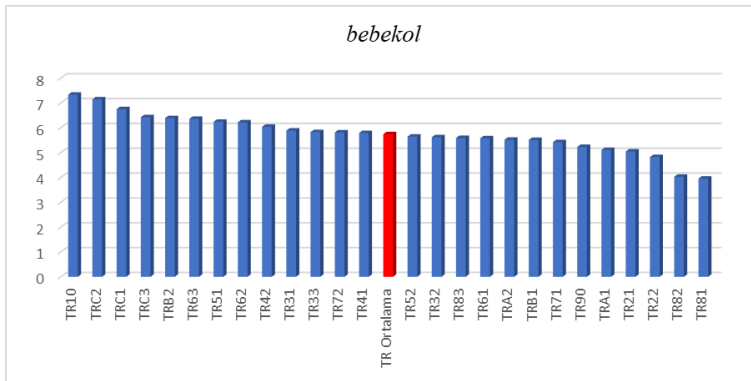
Tablo 1

Tanımlayıcı İstatistikler (Logaritmik)

	<i>bebekol</i>	<i>yas15</i>	<i>gini</i>	<i>isgucu</i>	<i>kbyatak</i>	<i>ilkokul</i>	<i>lise</i>
Ortalama	5.740	1.368	-1.062	3.490	5.656	11.252	12.201
Medyan	5.714	1.609	-1.046	3.519	5.651	11.301	12.155
En Büyük	7.332	2.833	-0.849	3.773	5.999	12.979	14.124
En Küçük	3.951	-2.303	-1.269	3.063	5.220	10.146	10.938
Std. Sap.	0.795	1.158	0.088	0.188	0.190	0.609	0.694
Çarpıklık	-0.278	-1.286	-0.208	-0.498	-0.461	0.346	0.493
Basıklık	3.338	4.845	3.659	2.418	2.993	4.001	3.861
JB	0.458	10.850	0.658	1.443	0.921	1.606	1.856
p-değeri	0.795	0.004 ^a	0.720	0.486	0.631	0.448	0.395
Gözlem	26	26	26	26	26	26	26
Kaynak	TÜİK	TÜİK	TÜİK	TÜİK	TÜİK	TÜİK	TÜİK

JB Jarque-Bera testini ve p-değeri bu teste ilişki olasılık değerini göstermektedir. a, b ve sırasıyla %1, %5 ve %10 anlam düzeylerini göstermektedir.

Grafik 1’de bebek ölümlerinin 2019 yılı için 26 bölgedeki seyri paylaşılmıştır. Grafiğe göre bebek ölümlerinin en yüksek olduğu ilk beş bölge TR10 (İstanbul), TRC2 (Şanlıurfa, Diyarbakır), TRC1 (Gaziantep, Adıyaman, Kilis), TRC3 (Mardin, Batman, Şırnak, Siirt) ve TRB2 (Van, Muş, Bitlis, Hakkâri) olduğu görülmektedir. En düşük olan üç bölge ise sırasıyla TR81 (Zonguldak, Karabük, Bartın), TR82 (Kastamonu, Çankırı, Sinop) ve TR22 (Balıkesir, Çanakkale)’dir.



Grafik 1. İBBS-2 Bölgeler için Bebek Ölüm Oranları (Logaritmik)

Tablo 2

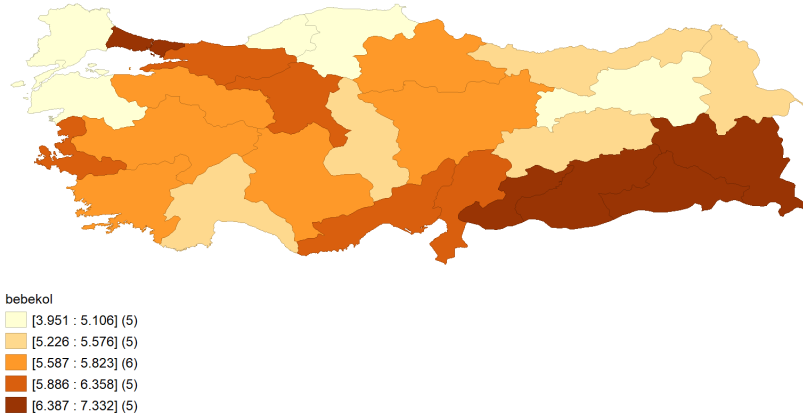
Değişkenler Arası Korelasyon

	<i>bebekol</i>	<i>yas15</i>	<i>gini</i>	<i>isgucu</i>	<i>kbyatak</i>	<i>ilkokul</i>	<i>lise</i>
<i>bebekol</i>	1.000	0.649	0.537	-0.461	-0.359	0.640	0.590
<i>yas15</i>	0.649	1.000	0.284	-0.278	-0.303	0.512	0.420
<i>gini</i>	0.537	0.284	1.000	-0.175	-0.321	0.342	0.332
<i>isgucu</i>	-0.461	-0.278	-0.175	1.000	0.357	0.225	0.281
<i>kbyatak</i>	-0.359	-0.303	-0.321	0.357	1.000	0.026	0.119
<i>ilkokul</i>	0.640	0.512	0.342	0.225	0.026	1.000	0.956
<i>lise</i>	0.590	0.420	0.332	0.281	0.119	0.956	1.000

İlk adımda Eşitlik (6)’da yer alan model klasik EKK yöntemi ile tahmin edilerek katsayılar elde edilmiştir. Tablo 3’te yer alan sonuçlara göre yalnızca *isgucu*’nün bebek ölümleri üzerinde istatistiksel olarak anlamlı ve negatif etkiye sahip olduğu görülmektedir. Buna göre *isgucu*’nde %1’lik artış bebek ölümlerinde %2.234 azalmaya neden olmaktadır. Kalıntılarda değişen varyans olup olmadığını sıyanan Breusch-Pagan Testi sonuçlarına göre sıfır hipotezi “*Değişen varyans yoktur*” reddedilememektedir. Bu durum modelde değişen varyans probleminin olmadığı anlamına gelmektedir.

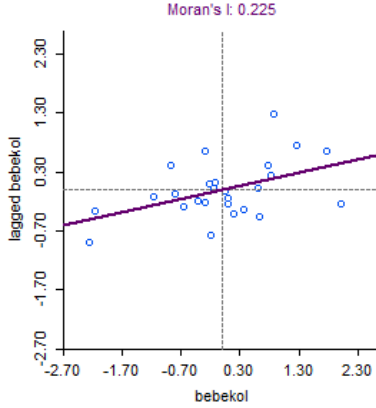
$$\begin{aligned} \text{bebekol}_i = & \beta_0 + \beta_1 \text{yas15}_i + \beta_2 \text{gini}_i + \beta_3 \text{isgucu}_i + \beta_4 \text{kbyatak}_i \\ & + \beta_5 \text{ilkokul}_i + \beta_6 \text{lise}_i + u_i \end{aligned} \quad (6)$$

Sonraki aşamada Eşitlik (6)’da yer alan model kalıntılarında mekânsal etkilerin varlığının araştırılmasıdır. Şekil 1’de bebek ölümlerinin kantillere göre bölgesel dağılımına yer verilmiştir. Haritaya göre İBBS-2 bölgeleri arasında bebek ölümlerinde kümelenmelerin olduğu görülmektedir. Bebek ölümlerinin yüksek ve düşük olduğu bölgeler arasında kümelenmesi bunun tesadüfi olmadığı bölgeler arasındaki bebek ölümlerinin mekânsal bir ilişki içerisinde olabileceği anlamına gelmektedir.



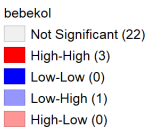
Şekil 1. Bebek Ölümlerinin Bölgesel Dağılımı (İBBS-2)

Mekânsal etkiler modele mekânsal ağırlık matrisi ile dahil edilmektedir. Bu bakımdan burada mekânsal ağırlık matrisinin tanımlanması ve mekânsal etkilerin varlığının araştırılması gerekmektedir. Bu çalışmada mekânsal ağırlık matrisi sınır komşuluğuna dayalı olan kale komşuluğuna dayanılarak oluşturulmuştur. Simetrik yapıda olan bu matrise satır standartlaştırması uygulanmıştır.



Şekil 2. Bebek Ölümünün Moran Saçılım Grafiği

Şekil 2'e yer alan Moran saçılım grafiği bebek ölümleri (*bebekol*) ve mekânsal gecikmeli bebek ölümleri ($W^*bebekol$) arasındaki ilişkiyi göstermektedir. Bir başka ifade ile bebek ölümleri ve komşu bölgelerdeki bebek ölümleri arasındaki ilişkiyi gösteren bu grafiğe ve 0.225 olan Moran istatistiğine göre pozitif mekânsal otokorelasyon olduğu görülmektedir.



Şekil 3. Bebek Ölümünün LISA Haritası

Şekil 3'te yer alan LISA haritasında High-High (HH) ve High-Low (HL) Türkiye ortalamasının üstünde bebek ölüm oranına sahip bölgeler için yüksek ve düşük bebek ölüm oranına sahip bölgelerle ilişkili olmayı ifade etmektedir. Low-Low (LL) ve Low-High (LH) ise Türkiye ortalamasının altında bebek ölüm oranına sahip bölgeler için

düşük ve yüksek bebek ölüm oranına sahip bölgelerle ilişkili olmayı göstermektedir (Aral ve Aytaç, 2018: 11).

Haritaya göre LW bölgesinde yalnızca Malatya Bölgesi yer almaktadır. Bu sonuca göre Malatya Bölgesi’nin Türkiye ortalamasının altında bebek ölüm oranına sahip olduğu aynı zamanda yüksek bebek ölüm oranına sahip bölgelerle ilişki içinde olduğu görülmektedir. Gaziantep, Şanlıurfa ve Mardin ise HH bölgesinde yer almaktadır. Bu bölgeler hem Türkiye ortalamasının üzerinde bebek ölüm oranına sahip hem de yüksek bebek ölüm oranına sahip bölgelerle ilişki içerisinde.

Mekânsal etkilerin varlığı öncelikle Moran-I istatistiği ile incelenecektir. Sıfır hipotezi “*Mekânsal etki yoktur*” olan bu testin istatistiği EKK kalıntılarında mekânsal otokorelasyon olup olmadığı hakkında bilgi vermektedir. Tablo 3’teki Moran-I istatistiğine göre sıfır hipotezi reddedilmektedir. Bu bakımdan modelde mekânsal etkilerin var olduğu ve bunun modellenmesi gerektiği sonucuna ulaşılmaktadır.

Moran-I istatistiği yalnızca mekânsal ilişkinin varlığı hakkında bilgi vermektedir, bu ilişkinin nasıl modellenmesi gerektiği hakkında bilgi vermemektedir. Burada yalnızca hipotez altındaki modelin tahmin edilmesi ile kolaylık sağlayan LM testlerinden ve dirençli versiyonlarından faydalanılmaktadır.

Tablo 3’e göre EKK kalıntılarında uygulanan LM testlerine bakıldığında yalnızca LM_λ istatistiğinin anlamlı olmasıyla birlikte dirençli versiyonlarına bakılmadan mekânsal etkilerin SEM modeli ile modellenmesi gerektiği sonucuna ulaşılabilir. Bunun için tahmin edilmesi gereken SEM modeli Eşitlik (7)’de tanımlanmıştır.

$$\begin{aligned} \text{bebekol}_i = & \beta_0 + \beta_1 \text{yas15}_i + \beta_2 \text{gini}_i + \beta_3 \text{isgucu}_i \\ & + \beta_4 \text{kbyatak}_i + \beta_5 \text{ilkokul}_i + \beta_6 \text{lise}_i + \lambda Wu_i + \varepsilon_i \end{aligned} \quad (7)$$

SEM modeli tahmin sonuçları Tablo 3’te yer almaktadır. EKK modelinden farklı olarak mekânsal etkilerin modele dahil edilmesiyle sabit terim haricinde tüm değişkenlere ilişkin katsayıların istatistiksel olarak anlamlı ve beklentilere uygun olduğu söylenebilir.

SAR modelinin aksine SEM modeli katsayıları doğrudan yorumlanabilmektedir. Sonuçlara göre bebek ölümleri üzerinde azaltıcı etkisi olan değişkenlerin *isgucu* ve *kbyatak* olduğu görülmektedir. Buna göre kadının işgücüne katılımındaki %1’lik artışın bebek ölümlerini %0.852 azalttığı söylenebilir. Ayrıca sağlık sistemindeki gelişmişliği temsil eden yüz bin kişi başına düşen toplam hastane yatak sayısındaki %1’lik artışın bebek ölümleri üzerinde %0.616 azalışa neden olduğu görülmektedir.

Tablo 3

Model Tahmin Sonuçları

Değişken:	EKK	SEM
<i>yas15</i>	0.073 [0.082]	0.124 ^a [0.038]
<i>gini</i>	1.253 [0.927]	0.803 ^a [0.481]
<i>isgucu</i>	-2.234 ^a [0.450]	-0.852 ^a [0.294]
<i>kbyatak</i>	-0.618 [0.437]	-0.616 ^a [0.227]
<i>ilkokul</i>	0.371 [0.434]	0.647 ^a [0.221]
<i>lise</i>	0.452 [0.372]	0.316 ^c [0.181]
Sabit Terim	8.572 ^a [2.597]	1.636 [1.654]
<i>W*_u</i>	-	0.866 ^a [0.076]
Tanımlayıcı Testler:		
Jarque-Bera	0.211 (0.900)	-
Breusch-Pagan	4.744 (0.577)	6.080 (0.414)
Moran-I Testi	2.684 (0.007)	-
<i>LM_p</i>	1.848 (0.174)	-
<i>LM_λ</i>	3.464 (0.063)	-
Dirençli <i>LM_p</i>	0.083 (0.774)	-
Dirençli <i>LM_λ</i>	1.698 (0.193)	-
AIC	24.648	7.523
Olabilirlik Oran Testi	-	17.125 ^a (0.000)

Köşeli parantez içindeki değerler standart hataları ve parantez içindeki değerler testlere ilişkin olasılık değerlerini göstermektedir. a, b ve sırasıyla %1, %5 ve %10 anlam düzeylerini ifade etmektedir. SEM modeli ML ile tahmin edilmiştir.

Modele göre bebek ölümleri üzerinde artışa neden olabilecek değişkenlerin ise sırasıyla *yas15*, *gini*, *ilkokul*, *lise* ve mekânsal hata terimidir. 15 yaşından küçük yaşta doğum yapan kadın sayısındaki %1'lik artış bebek ölümlerinde %0.124 ve bölgeler arasındaki gelir eşitsizliğindeki %1'lik artış bebek ölümlerinde %0.803 artışa neden olmaktadır. Kadının eğitim düzeyini gösteren *ilkokul* ve *lise* değişkenlerinde ise farklı bir durum söz konusudur. Öncelikle beklenildiği gibi düşük eğitim düzeyini temsil eden 15 yaş üzeri ilkokul mezunu kadın sayısındaki %1'lik artış bebek ölümlerinde %0.647 artışa neden olmaktadır. Benzer durum, daha yüksek eğitim düzeyi olan 15

yaş üzeri lise mezunu kadın sayısındaki artış için de görülmektedir. Ancak burada *lise* ve *ilkokul* değişkenlerine ilişkin katsayıların kıyaslanmasıyla yorumlamak daha doğru sonuçlar vermektedir. Dolayısıyla iki değişken birlikte yorumlandığında yani *ilkokul*’a ilişkin katsayı 0.647 iken *lise* değişkenine ait katsayı 0.316 için eğitim düzeyinde artışın bebek ölümlerinde yarı yarıya azalmaya neden olabileceği söylenebilir.

Mekânsal hata modeline ait katsayı λ ’nın değeri 0.866’dır ve istatistiksel olarak anlamlıdır. EKK modeline hatalardaki mekânsal etkilerin eklenmesiyle birlikte komşu bölgelerle ilişkili hataların modellemeye dahil edilmesi sağlanmıştır.

EKK ve SEM modelleri Akaike Bilgi Kriteri (AIC) ile kıyaslanabilir. EKK modeli için bu değer 24.648 iken; SEM modeli için bu değer 7.523’tür. Bu bakımdan AIC’in daha küçük olduğu SEM modelinin uygun ve performansının daha iyi olduğu söylenebilir. SEM modelinde yer alan Olabilirlik Oran Testi sonucu benzer şekilde mekânsal hata teriminin (λ) anlamlı olduğunu işaret etmektedir.

Sonuç ve Tartışma

Bir ülke için bebek ölümleri genel sağlık veya refah seviyesinin önemli göstergelerinden biri olarak kabul edilmektedir. Bebeklerin direnç kapasitelerinin belirsizliği onları yaşam standardının hayatta kalma üzerindeki etkisine karşı özellikle duyarlı hale getirdiğinden, bebeklerin düşük sosyoekonomik statünün en belirgin etkilerine sahip olmaları beklenir. Dolayısıyla bebek sağlığı ve hayatta kalması, bebeklerin doğdukları ve içinde büyüdükleri koşullarla yakından ilişkili olması kaçınılmazdır. Fiziksel yaşam kalitesi endeksinin bir bileşeni olarak kabul görülen bebek ölümleri ile sosyoekonomik göstergeler arasındaki ilişki araştırmacılar tarafından sıklıkla incelenen bir konudur. Böylelikle bebek ölümlerindeki farklılıkların açıklanmasına katkıda bulunulması amaçlanmakta ve politika önerileri sunulmaktadır.

2019 yılına ait verilerle Türkiye için İBBS-2’de bebek ölümlerinin belirleyicilerinin incelendiği bu çalışmada sosyal ve ekonomik değişkenlerin yanında bölgeler arasındaki mekânsal etkileşim modellemeye dâhil edilmiştir. Bunun için mekânsal regresyon yönteminden faydalanılmıştır. Mekânsal etkilerin modellenmesinde kritik rol oynayan mekânsal ağırlık matrisi sınır komşuluğuna göre oluşturulmuştur.

Bu çalışma Türkiye’de bebek ölümlerinin iller ve bölgeler bazında incelendiği çalışmalardan daha çok kadın merkezli değişkenlere odaklanarak ayrıştırmaktadır. 15 yaş altında doğum yapan kadın sayısı, bölgeler arası gelir eşitsizliğinin ölçüsü olan Gini katsayısı, kadının sosyoekonomik özgürlüğünün göstergesi olan 15 yaş üstü işgücüne katılan kadın yüzdesi, bölgenin sağlık imkanlarının göstergesi olan yüz bin kişi için hastanede kişi başına düşen yatak sayısı, ilkokul mezunu kadın sayısı ve

lise mezunu kadın sayısının bağımsız değişkenler olarak alındığı çalışmada bağımlı değişken olarak bebek ölüm oranları alınmıştır.

İlk adımda tahmin edilen EKK modeline göre kalıntılarda mekânsal etki tespit edilmiş ve LM testleriyle uygun modelin SEM modeli olduğuna karar verilmiştir. SEM modeli sonuçlarına göre sabit terim haricinde tüm katsayılar istatistiksel olarak anlamlı ve beklentilere uygun bulunmuştur.

Model tahmin sonuçlarına göre bebek ölümleri üzerinde en büyük artış kaynağının gelir eşitsizliği olduğu görülmektedir. Gini katsayısı ile ölçülen gelir eşitliğinin Der (2020)'in modeline benzer biçimde bebek ölümleri üzerinde artırıcı etkiye sahip olduğu bulunmuştur.

Gelir eşitsizliğinin ardından bebek ölümleri üzerinde etkisi en fazla olan değişken annenin eğitim düzeyidir. Düşük eğitim düzeylerinde bebek ölümü artarken eğitim düzeyinin artmasıyla birlikte bebek ölümlerindeki artışın yarı yarıya azaldığı söylenebilir. Toplumun genelinin (Manavgat ve Çelik (2017) ve Tatlı (2021)) ve özel olarak kadının eğitim düzeyi (Der (2020), Yetim vd. (2021) ve Tuzun (2021)) ile bebek ölümleri arasındaki ilişkinin incelendiği çalışmalarla kıyaslandığında bu sonucun literatürle uyumlu olduğu söylenebilir.

Bebek ölümlerini etkileyen bir diğer önemli faktör annenin doğum yaptığı yaştır. Çok erken ya da genç yaşta anne olmak diğer yaş grupları ile kıyaslandığında bebek ölüm riskini artırmaktadır. Analiz sonuçlarına göre 15 yaşın altında doğum yapan kadın sayısındaki artış bebek ölümlerinde de artışa neden olduğu gözükmektedir. Bu durum annenin ruhsal ve bedensel gelişiminin henüz tamamlanmaması kaynaklı olarak yorumlanabilir.

Bebek ölümlerinde azalışa neden olan faktörlerin başında ise kadının işgücüne katılımının artışıdır. Çünkü bebek ölümleri ile kadınların işgücüne katılımı arasında da potansiyel bir nedensellik ilişkisi vardır. Bebek ölümleri, ekonomik kalkınmanın bir göstergesi olarak ve kadınların işgücüne katılımı, kadınlara sunulan gelir getirici fırsatların bir göstergesi olarak görülmektedir. Ekonomik kalkınma normalde kadınların özgürleşmesi ve ev dışında gelir getirici fırsatlara daha iyi erişimle ilişkilendirilir. Elde edilen bu sonuç Narayan ve Symth (2006) ve Siah ve Lee (2015) ile benzer olarak bebek ölüm oranlarındaki düşüşün genellikle kadınların işgücüne katılımındaki artışla ilişkilendirildiğini göstermektedir. Dolayısıyla bebek ölüm oranlarını düşüren ve kadınların işyerindeki rolüne ilişkin toplumsal tutumları değiştiren gelişmiş ekonomik ve sağlık koşullarının bir kombinasyonunu yansıttığı anlamına gelmektedir. Azalışa neden olan diğer bir faktör ise sağlık sistemindeki gelişmişliği gösteren yüz bin kişi başına düşen hastanedeki yatak sayısıdır. Bu sonucun da Tüzün (2021) çalışması ile paralellik taşıdığı görülmektedir.

Genel olarak değerlendirmek gerekirse bebek ölümlerinin önüne geçilebilmesi için başta bölgeler arasındaki gelir eşitsizliğinin önüne geçilmesi gerektiği

görülmektedir. Bunun için bölgenin desteklenmesi ve kişi başına düşen gelirinin artırılması gereklidir. Ayrıca kadının eğitim seviyesinin artırılması için politika yapıcılar tarafından eğitimde teşvik edici politikalar uygulanabilir. Bu yolla erken yaşta gebeliğin önüne geçilerek 15 yaş altında gerçekleşebilecek gebeliğin ruhsal ve bedensel etkilerinin ortadan kaldırılmasıyla benzer şekilde bebek ölümlerinin önüne geçilebilecektir. Kadının eğitim seviyesinin artışı aynı zamanda işgücüne katılımını etkileyeceğinden yine bebek ölümlerinde dolaylı olarak azalma ya neden olacaktır. Aynı zamanda bu durum bölgelerin kalkınmasında rol oynayacaktır. Son olarak sağlık sektörüne yapılacak yatırımlarla sayesinde sektörde yüz bin kişi başına düşen yatak sayısındaki artışla bebek ölümlerindeki artışın önüne geçilebilecektir.

Hakem Değerlendirmesi: Dış bağımsız.

Çıkar Çatışması: Yazarlar çıkar çatışması bildirmemiştir.

Finansal Destek: Yazarlar bu çalışma için finansal destek almadığını beyan etmiştir.

Yazar Katkısı: Çalışma Konsepti/Tasarımı: G.K.; Veri Toplama: A.K.; Veri Analizi /Yorumlama: A.K.; Yazı Taslağı: G.K.; İçeriğin Eleştirel İncelemesi: A.K.; Son Onay ve Sorumluluk: G.K., A.K.

Peer-review: Externally peer-reviewed.

Conflict of Interest: The authors has no conflict of interest to declare.

Grant Support: The authors declared that this study has received no financial support.

Author Contributions: Conception/Design of study: G.K.; Data Acquisition: A.K.; Data Analysis/Interpretation: A.K.; Drafting Manuscript: G.K.; Critical Revision of Manuscript: A.K.; Final Approval and Accountability: G.K., A.K.

Kaynakça/References

- Anselin, L. (1995). Local indicators of spatial association—LISA. *Geographical analysis*, 27(2), 93-115.
- Anselin, L. (2001). *Spatial econometrics. A companion to theoretical econometrics*, 310330.
- Aral, N., & Aytaç, M. (2018). Türkiye’de işsizliğin mekânsal analizi. *Öneri Dergisi*, 13(49), 1-20.
- Arbia, G. (2014). *A primer for spatial econometrics with applications in R*: Springer.
- Baird, S., Friedman, J., & Schady, N. (2011). Aggregate income shocks and infant mortality in the developing world. *Review of Economics and statistics*, 93(3), 847-856.
- Cesur, R., Tekin, E., & Ulker, A. (2017). Air pollution and infant mortality: evidence from the expansion of natural gas infrastructure. *The economic journal*, 127(600), 330-362.
- Cliff, A., & Ord, K. (1972). Testing for spatial autocorrelation among regression residuals. *Geographical analysis*, 4(3), 267-284.
- Demirtaş, Z., & Metintaş, S. (2017). Türk Cumhuriyetlerinde Anne Çocuk Sağlığı Göstergelerinin Ekonomik Ve Doğurganlık Özellikleri Açısından Değerlendirilmesi. *ESTÜDAM Halk Sağlığı Dergisi*, 2(1), 16-25.
- Der, H. H. (2020). *Bebek ölüm oranlarının sosyoekonomik belirleyicileri* (Master’s thesis, Pamukkale Üniversitesi Sosyal Bilimleri Enstitüsü)
- Elhorst, J. P. (2014). *Spatial econometrics from cross-sectional data to spatial panels*: Springer.
- Erdoğan, E., Ener, M., & Arıca, F. (2013). The strategic role of infant mortality in the process of economic growth: an application for high income OECD countries. *Procedia-Social and Behavioral Sciences*, 99, 19-25.

- Ertekin, S. M., Dural, B. Y., & Kırca, M. (2016). Türkiye’de Ekonomik Büyüme Ve İşsizliğin Bebek Ölümlerine Etkisi. *Gümüşhane Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü Elektronik Dergisi*, 7(17), 4629-2.
- Fantini, M. P., Stivanello, E., Dallolio, L., Loghi, M., & Savoia, E. (2006). Persistent geographical disparities in infant mortality rates in Italy (1999–2001): comparison with France, England, Germany, and Portugal. *The European Journal of Public Health*, 16(4), 429-432.
- Ferrarini, T., & Norström, T. (2010). Family policy, economic development and infant mortality: a longitudinal comparative analysis. *International Journal of Social Welfare*, 19, S89-S102.
- Fischer, M. M., & Wang, J. (2011). *Spatial data analysis: models, methods and techniques*: Springer Science & Business Media.
- Hendry, D. F. (1995). *Dynamic econometrics*: Oxford University Press on Demand.
- Khadka, K. B., Lieberman, L. S., Giedraitis, V., Bhatta, L., & Pandey, G. (2015). The socio-economic determinants of infant mortality in Nepal: analysis of Nepal Demographic Health Survey, 2011. *BMC pediatrics*, 15(1), 1-11.
- Koncak, A. (2016). Teknolojik bağımlılık ve büyüme ilişkisi: Mekânsal dışsallıkların ampirik analizi. *Pamukkale Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü*,
- Lamichhane, R., Zhao, Y., Paudel, S., & Adewuyi, E. O. (2017). Factors associated with infant mortality in Nepal: a comparative analysis of Nepal demographic and health surveys (NDHS) 2006 and 2011. *BMC public health*, 17(1), 1-18.
- Leigh, A., & Jencks, C. (2007). Inequality and mortality: long-run evidence from a panel of countries. *Journal of health economics*, 26(1), 1-24.
- Manavgat, G. & N. Çelik (2017). Sağlık Düzeyinin Belirleyicilerine Yönelik Mekânsal Bir Analiz: Türkiye İBBS-3 Örneği. *Sosyoekonomi*, 25(34), 53-67.
- Moran, P. A. (1950). Notes on continuous stochastic phenomena. *Biometrika*, 37(1/2), 17-23.
- Mosley, W. H., & Chen, L. C. (2003). An analytical framework for the study of child survival in developing countries. *Bulletin of the world Health Organization*, 81, 140-145.
- Narayan, P.K. ve Smyth, R. (2006). Female Labor Force Participation, Fertility And Infant Mortality İn Australia: Some Empirical Evidence From Granger Causality Test, *Applied Economics*, 38(5).
- Ortigoza, A. F., Granados, J. A. T., Miranda, J. J., Alazraqui, M., Higuera, D., Villamonte, G., ... & Roux, A. V. D. (2021). Characterising variability and predictors of infant mortality in urban settings: findings from 286 Latin American cities. *J Epidemiol Community Health*, 75(3), 264-270.
- Rosicova, K., Madarasova Geckova, A., van Dijk, J. P., Kollarova, J., Rosic, M., & Groothoff, J. W. (2011). Regional socioeconomic indicators and ethnicity as predictors of regional infant mortality rate in Slovakia. *International journal of public health*, 56(5), 523-531.
- Sahu, D., Nair, S., Singh, L., Gulati, B. K., & Pandey, A. (2015). Levels, trends & predictors of infant & child mortality among Scheduled Tribes in rural India. *The Indian journal of medical research*, 141(5), 709-719.
- Saurabh, S., Sarkar, S., & Pandey, D. K. (2013). Female literacy rate is a better predictor of birth rate and infant mortality rate in India. *Journal of family medicine and primary care*, 2(4), 349-353.
- Siah, A.K. ve Lee, G.H. (2015). Female Labor Force Participation, Infant Mortality And Fertility İn Malaysia, *Journal of The Asia Pasific Economy*, 20(4).

- Şantaş, F., Şantaş, G., & Demirgil, B. (2021). Kamu Sağlık Harcamasının Üç Temel Sağlık Göstergesine Etkisi: OECD Ülkeleri Üzerine Bir Panel Regresyon Analizi. *Dicle Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*, 11(21), 73-84.
- Tobler, W. R. (1970). A computer movie simulating urban growth in the Detroit region. *Economic geography*, 46(sup1), 234-240.
- Tatlı, S. (2021). Spatial econometric analysis of health services in Turkey through the perspective of the health development indicator. *Journal of Life Economics*, 8(4), 555-563.
- Tuzun H. (2021). Factors related to infant mortality rate and under-five mortality rate in Turkey: An ecological study with provincial data. *Çocuk Dergisi - Journal of Child*. 21(3), 221-230. <https://doi.org/10.26650/jchild.2021.993630>.
- Tüylüoğlu, Ş., & Tekin, M. (2009). Gelir düzeyi ve sağlık harcamalarının beklenen yaşam süresi ve bebek ölüm oranı üzerindeki etkileri. *Çukurova Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*, 13(1), 1-31.
- Wang, L. (2003). Determinants of child mortality in LDCs: empirical findings from demographic and health surveys. *Health policy*, 65(3), 277-299
- Yetim, B., Demirci, Ş., Konca, M., İlgün, G., & Çilhoroz, Y. (2021). Socio-Economic Determinants of Infant Mortality Rate in Turkey. *Sosyoekonomi*, 29(47), 367-381.

Ek

Türkiye İBBS-2 Bölgeleri ve Kodları

KOD	BÖLGE ADI
TR10	İstanbul
TR21	Tekirdağ, Edirne, Kırklareli
TR22	Balıkesir, Çanakkale
TR31	İzmir
TR32	Aydın, Denizli, Muğla
TR33	Manisa, Afyon, Kütahya, Uşak
TR41	Bursa, Eskişehir, Bilecik
TR42	Kocaeli, Sakarya, Düzce, Bolu, Yalova
TR51	Ankara
TR52	Konya, Karaman
TR61	Antalya, Isparta, Burdur
TR62	Adana, Mersin
TR63	Hatay, Kahramanmaraş, Osmaniye
TR71	Kırkkale, Aksaray, Niğde, Nevşehir, Kırşehir
TR72	Kayseri, Sivas, Yozgat
TR81	Zonguldak, Karabük, Bartın
TR82	Kastamonu, Çankırı, Sinop
TR83	Samsun, Tokat, Çorum, Amasya
TR90	Trabzon, Ordu, Giresun, Rize, Artvin, Gümüşhane
TRA1	Erzurum, Erzincan, Bayburt
TRA2	Ağrı, Kars, Iğdır, Ardahan
TRB1	Malatya, Elâzığ, Bingöl, Tunceli
TRB2	Van, Muş, Bitlis, Hakkâri
TRC1	Gaziantep, Adıyaman, Kilis
TRC2	Şanlıurfa, Diyarbakır
TRC3	Mardin, Batman, Şırnak, Siirt