

## Türkiye’de Kadınların Sosyoekonomik Statülerinin Boşanma Oranlarına Etkilerinin Mekânsal Analizi

### Spatial Analysis of the Effects of Women’s Socioeconomic Status on Divorce Rates in Turkey

Ayça Özekin<sup>1</sup>,  Burcu Süküti<sup>2</sup> 

<sup>1</sup>(Dr. Öğr. Üyesi), Bandırma Onyediy Eylül Üniversitesi, İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi, Ekonometri Bölümü, Bandırma, Türkiye

<sup>2</sup>(Yüksek lisans Öğrencisi), Bandırma Onyediy Eylül Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü Ekonometri Anabilim Dalı, Bandırma, Türkiye

#### ÖZ

Bu çalışmanın amacı, Türkiye’de boşanma oranlarının kadınların sosyoekonomik statülerinden ne kadar ve ne yönde etkilendiğinin araştırılmasıdır. Literatürde artan boşanma oranlarının en önemli sebeplerinin, sanayileşmenin getirdiği bireyselleşme, refah seviyesinin artması ve boşanma olanaklarının kolaylaşması, toplum ve aile yapısı içinde değişen kadın rolleri olduğu belirtilmektedir. Aile yapısı içinde kadının yeri ve rolünün değişmesi ise sanayileşme ile birlikte kadının işgücüne katılımının artması ve eğitim seviyesinin yükselmesi ile ilişkilendirilmektedir. Bu noktada kadınlara ilişkin sosyoekonomik statü göstergelerinin bölgesel olarak farklılaşması, bu değişkenlerin boşanma oranı üzerindeki etkilerinin mekânsal olarak incelenmesi gerekliliğini ortaya çıkarmaktadır. Çalışmada, Türkiye’de kadınların sosyoekonomik statü göstergeleri ile boşanma oranları arasındaki ilişkiler Türkiye İstatistik Bölge Birimleri Sınıflandırması (İBBS) Düzey 2’de bulunan 26 alt bölge için Mekânsal Gecikme (SAR) ve Mekânsal Hata (SEM) Modelleri tahmin edilerek incelenmiştir. Elde edilen bulgular beklentilerle uyumlu olarak, Türkiye’de boşanma oranları üzerinde kadınların sosyoekonomik statü göstergelerinin bölgesel olarak farklı etkileri olduğunu ortaya koymuştur. İncelenen yıllar içinde boşanma oranlarının tüm ülke genelinde artış gösterirken, ülkenin doğu bölgelerinde batısından daha düşük seyrettiği görülmüştür. Ayrıca yüksek eğitim seviyelerinde Bağımsızlık Hipotezinin geçerli olduğu, düşük eğitim seviyesinin ise boşanma oranlarını düşürücü etki gösterdiği gözlemlenmiştir.

#### ABSTRACT

The purpose of this study is to investigate how much and in what direction divorce rates in Turkey are affected by women’s socioeconomic status. In the literature, it is stated that the most important reasons for the increasing divorce rates are the changing female roles in society and the family structure, the individualization brought about by industrialization, the increase in welfare levels, and the facilitation of divorce opportunities. The change in the place and role of women in the family structure is associated with the increase in women’s participation in the labor force and their increase in the level of education, which occurred alongside industrialization. At this point, the regional differentiation of socioeconomic status indicators for women reveals the need for a spatial study of the effects of these variables on the divorce rate. In the study, the relationship between the socioeconomic status indicators of women in Turkey and the divorce rates were examined by estimating the Spatial Autocorrelation (SAR) and Spatial Error (SEM) Models for 26 sub-regions in the Turkish Statistical Regional Units Classification (NUTS) Level 2. The findings revealed that socioeconomic status indicators of women have regionally different effects on divorce rates in Turkey, in line with the expectations. While the divorce rates increased throughout the country over the years examined, it was observed that they were lower in the Eastern regions of the country than in the Western regions. In addition, it has been observed that the Independence Hypothesis is valid at high education levels, while low education level has a decreasing effect on divorce rates.

**Anahtar Kelimeler:** Boşanma Oranı, Kadın İstihdamı, Mekânsal Veri Analizi, SAR Modeli, SEM Modeli

**Keywords:** Divorce Rate, Women Employment, Spatial Data Analysis, SAR Model, SEM Model

#### EXTENDED ABSTRACT

The purpose of this study is to investigate how much and in what direction divorce rates in Turkey are affected by women’s

**Corresponding Author:** Ayça Özekin E-mail: aozekin@bandirma.edu.tr

**Submitted:** 07.06.2022 • **Revision Requested:** 07.12.2022 • **Last Revision Received:** 14.12.2022 • **Accepted:** 19.12.2022



This article is licensed under a Creative Commons Attribution-NonCommercial 4.0 International License (CC BY-NC 4.0)

socioeconomic status. In the literature, it is stated that the most important reasons for the increasing divorce rates are the changing female roles in society and the family structure, the individualization brought about by industrialization, the increase in welfare levels, and the facilitation of divorce opportunities. The change in the place and role of women in the family structure is associated with the increase in women's participation in the labor force and the increase in the level of education, which occurred alongside industrialization. At this point, the regional differentiation of socioeconomic status indicators for women reveals the need for a spatial study of the effects of these variables on the divorce rate. In this context, the following indicators of socioeconomic status were evaluated for 2008, 2014, and 2019: educational status, household size, female labor rate, female employment rate, the crude divorce rate, and the female unemployment rate. The 26 sub-regions in the Turkish Statistical Region Units Classification (IBBS) Level 2, conducted by the TURKSTAT (Turkish Statistical Institute), were examined using Spatial Autocorrelation (SAR) and Spatial Error (SEM) Models.

The findings reveal that divorce rates have been steadily increasing across the country over the years studied. This situation is thought to be a result of the regulations made in the 1950s in the world and the 1980s in Turkey, accelerating the bureaucratic procedures regarding divorce and the regulations made in the laws that facilitate divorce cases. In addition, it has been observed that divorce rates are lower in the eastern regions of the country than in the western regions. It has been observed that this spatial differentiation arises due to many different reasons, such as: education, family and social structure, job opportunities provided to women, and the ratio of women in employment. The LISA maps obtained in the continuation of the study reveal that spatial differentiation occurs not only in one sub-region, but also in adjacent sub-regions. In summary, the effect of women's socioeconomic indicators on divorce rates in any sub-region results in a combination of neighboring sub-regions. As a result, it can be seen that the divorce rates in Turkey are regionally affected by the socioeconomic status of women. In the models estimated for the three mentioned years, the average household size appears as a factor that increases the divorce rates. This situation reveals that the family order which derives from the patriarchal and extended family structure, especially in eastern societies, is a factor that increases divorce in Turkey.

While the increase in the rate of women graduating from college and universities increases the divorce rate for all three years, the increase in the number of illiterate women has a decreasing effect on the divorce rate. The result obtained supports the study of Jalovaara (2003). Accordingly, the Independence hypothesis (Hobson, 1990; Ruggles, 1997), which reveals that the increase in women's education levels increases women's economic freedom and that higher earnings are the motivation for ending unhappy marriages, is valid for Turkey.

To reveal the relationship between women's economic conditions and divorce rates, the variables of female unemployment rate, female employment rate, and female labor force participation rate provided different results for the models in the years 2014 and 2019 than in the year 2008. Here, it is thought that different variables affect the relationship between these variables and divorce rates for Turkey after 2008. While the increase in the female unemployment rate and employment rate in 2008 had a decreasing effect on the divorce rate, the increase in labor force participation increased the divorce rates. However, for 2014 and 2019, the said relationship was reversed, while the increase in unemployment and employment rates increased the divorce rates, the increase in the labor force participation rate had a decreasing effect on the divorce rate. At this point, it can be thought that the increase in the unemployment rate experienced in the relevant years emerged independently of women's education. On the other hand, the fact that the increase in labor force participation rates has a decreasing effect on divorce suggests that the increase in labor force participation occurs independently of women's education and the nature of the work that society allows them to do.

## Giriş

Aile, toplumda o güne kadar oluşturulmuş maddi manevi zenginlikleri kuşaktan kuşağa aktaran, biyolojik, psikolojik, ekonomik, toplumsal, hukuksal yönleri bulunan ilk toplumsal kurum olarak kabul edilmektedir (Sayın, 1990, s.2) Aynı zamanda bireylerin içine doğdukları ve yaşamlarını sürdürebilmeleri için gereken bakım ve desteği alabildikleri sosyal ortamdır (Bayer, 2013, s.102). Aile kavramı sayesinde bireyler arasında gelişen olumlu etkileşim ve artan manevi değerler de toplumsal hayata geçişi hızlandırmıştır.

Genel olarak aile kavramı, resmi evlilik yolu gerçekleşen aile birliğinin ve en az bir çocuğun söz konusu olduğu çekirdek yapıdan oluşmaktadır. Ancak burada sunulan "ideal" aile algısı, aynı zamanda baba aile reisidir, geçimi sağlar; anne evde kalır, yemek pişirir, temizlik yapar gibi cinsiyete özgü bazı ayrımları da beraberinde getirmektedir (Hallaç & Öz, 2014, s.142). Bu ayrım çerçevesinde kadın aile içinde büyük bir önem ve işleve sahip olmaktadır. Burada kadın, çocuk doğurması sıfatıyla erkekten daha çok "eve ait" olduğu düşünülen taraftır. Doğum öncesi ve sonrası eve bağımlı kalma zorunluluğu olmakla beraber, çocuğun bakımından da tamamen kadının sorumlu olduğu algısı vardır (Can, 2013, s.216).

Toplumların kendilerine özgü geliştirmiş olduğu aile yapısı özellikle sanayileşme ile birlikte evrime uğramıştır. Giddens (2012, s.251-252) bu durumu "dünyanın her yanındaki farklı toplumlarda aile biçimlerinde çeşitlenme söz konusudur. Asya'nın, Afrika'nın ve Pasifik kıyılarının uzak bölgeleri gibi kimi yerlerde, geleneksel aile düzenleri pek az değişmiştir. Bununla birlikte, gelişmekte olan ülkelerin çoğunda, yaygın değişimler gerçekleşmektedir" şeklinde ifade etmektedir. Bununla birlikte bu değişimin kökenlerinin karmaşık olduğunu belirtmekte ve genel olarak bu değişimi batı kültürünün yayılımı, merkezi devlet yönetiminin gelişimi ve yeni iş

fırsatlarına bağlamaktadır. Böylece ortaya çıkan en önemli değişiklikleri ise, eşlerin özgürce seçilmesi, gerek evliliğin başlatılması gerekse evlilik içi karar verme süreçlerinde kadına tanınan hakların genişletilmesi, erkek ve kadınlar için daha yüksek düzeyde cinsel özgürlük ve çocuklara tanınan hakların artması olarak ifade etmektedir. Böylece günümüz evliliklerinin gerçekleştirilmesi noktasındaki temel motivasyon bireysel haz ve mutluluk halini almaktadır.

Diğer yandan geleneksel aile kavramı ve bu kavram kapsamında tanımlanan görev bölüşümüne sanayileşme ile birlikte artan kadın iş gücünün etkisi de yadsınamaz derecedir. Kadının geleneksel evlilik içerisinde var olan görev ve sorumlulukları, çalışma hayatına katılması ile her toplumda farklı bir yansıma bularak değişim göstermiştir. Türkiye’de de geleneksel kurumsal aile yapısının, sanayileşme, şehirleşme, eğitim, kadınların toplumdaki ve ailedeki rollerine bakıştaki değişim ve kitle iletişim araçlarına erişim gibi sosyoekonomik birçok unsur nedeniyle alışılmış kalıplarının dışına çıktığı görülmektedir (Cafrı ve Özdemir Çukadar, 2014, s.408).

Aile kavramında yaşanan dönüşümle beraber boşanmaların da artış göstermiş olması, boşanmaların, bu dönüşümün nedeni olarak görülen sosyoekonomik değişkenlerle ilişkisinin araştırılmasını gerekli kılmaktadır. Boşanma, eşlerin hukuki bir kararla evliliklerini yeni bir evlenme yapabilecek şekilde sona erdirmesi olarak tanımlanmaktadır (Yıldırım, 2004, s.59) Nedenleri, sonuç ve etkileri toplumlara, dönemlere ve kişilere bağlı olarak değişmekle beraber boşanmalar aslında en az evlilik ve aile kadar eski bir kavramdır. Boşanmalarda yaşanan bu artış, nedenlerinin belirlenmesinin yanı sıra boşanma sonrasında da aile içinde değişen rollerin açıklanması bakımından da önem taşımaktadır (Uğur, 2014, s.294).

Boşanmaların son yıllarda özellikle gelişmiş ülkelerde artış göstermesi literatürde farklı sebeplere bağlanmaktadır. Giddens (2012, s.264) zengin insanların oluşturduğu çok küçük bir oranın dışında, evliliğin, mülkü ve konumu kuşaktan kuşağa geçirme isteğiyle bağlantısı kalmadığını belirtmektedir. Buna ek olarak, kadınlar ekonomik olarak daha bağımsızlaştığından, evlilik eskiden olduğundan daha az zorunlu bir ekonomik ortaklık olarak görülmektedir. Bunun dışında, boşanmanın kolaylaştırılması ve hızlı gerçekleşmesi, evliliğin kişisel bir doyum ve ödüllendirme mekanizması olarak görülmesinin yarattığı duygusal boşluk, boşanma durumunun artık utanılmayacak bir hal alması gibi sebeplere de yer vermektedir.

Kuşkusuz bu nedenler içinde ön plana çıkan, boşanmaların kolaylaştırılması sürecidir. Geçmişte kadın ve erkeğin boşanması için çoğu kez sebep aranırken, sebepsiz boşanmalar 50’li yıllardan sonra getirilen yasal düzenlemelerle kolaylaştırılmıştır (Giddens, 2014, s.263). Bunun yanı sıra gerçekleştirilen kamu reformları ile yapılan kurumsal düzenlemeler boşanma işlemlerindeki bürokratik işlemlerin hızlanmasını ve boşanmaların daha çabuk sonuçlanmasına yol açmıştır. Söz konusu kolaylık ve hız “kolay boşanma, daha anlayışlı olunabilecek bir evliliğe yol açar” görüşünün sonucu ortaya çıkmış olsa da Giddens tarafından artan boşanmaların en önemli sebeplerinden birisi olarak görülmektedir.

Türkiye’de de boşanmanın kolaylaştırılması sürecinin bir parçası olarak 1988 yılında 3444 Sayılı Boşanma Kanunu yürürlüğe girmiştir. Hem boşanmanın nedeni olarak görülen sosyoekonomik değişkenlerdeki değişim hem de boşanmanın kolaylaştırılmasının etkisi ile ilgili tarihten bu yana boşanma oranları artış göstermektedir. Artan nüfusun etkisi göz önünde bulundurulduğunda bu orandaki artış doğal sayılabileceği gibi asıl belirleyici olan belli bir yıl içinde her 1000 kişilik nüfus başına düşen boşanma sayısını veren kaba boşanma hızıdır. Kaba boşanma hızı bağlamında değerlendirildiğinde, bazı bölgelerde kadının ekonomik özgürlüğünün daha az olması, eğitim düzeyinin daha düşük olması, daha geleneksel yapı, töreler vb. unsurlardan dolayı boşanma hızının çok düşük olduğu gözlenmektedir (Cafrı ve Özdemir Çukadar, 2018, s.408). Bu durum Türkiye’de özellikle boşanma kavramı incelenirken mekânsal bir etkinin var olabileceğini ve boşanmaya etki eden nedenlerin araştırılması konusunda mekânsal farklılıkların göz ardı edilmemesi gerektiğini göstermektedir.

Bu çalışmanın amacı, tarihsel süreçte değişen sosyoekonomik koşullardan etkilendiği düşünülen boşanma oranlarının Türkiye için 2008, 2014 ve 2019 yıllarında kadınların sosyoekonomik durumlarından ne düzeyde etkilendiğini belirlemek ve bu etkilerin bölgesel olarak farklılaşıp farklılaşmadığını karşılaştırmalı olarak ele almaktır. Bu amaca uygun olarak yapılan analizlerde kullanılacak mekânsal modelde Türkiye’de boşanma oranları, kaba boşanma hızı, ortalama hane halkı büyüklüğü, eğitim düzeyi, kadın istihdamı, kadınların işgücüne katılım oranı ve kadınların işsizlik oranı gibi sosyoekonomik değişkenler tarafından bölgeler arası heterojenlik dikkate alınarak açıklanmaya çalışılacaktır. Bu doğrultuda çalışmanın birinci ve ikinci bölümlerde boşanma kavramı ve literatürde boşanmaya etki ettiği belirtilen sosyoekonomik nedenler daha kapsamlı olarak ele alınacaktır. Üçüncü bölümde veri seti, uygulanacak yöntem açıklanacak ve bulgulara yer verilecektir. Son olarak dördüncü bölümde ise sonuç ve değerlendirmelere yer verilecektir.

### **Boşanma Olgusunun Sosyoekonomik Nedenleri**

Boşanma olgusu, nedenleri bakımlarından incelenmek istendiğinde, her ne kadar makro düzeyde temel nedenler sınıflandırılabilse bile mikro düzeyde nedenlerini tam olarak belirlemenin mümkün olmadığı bir yapı ortaya koymaktadır. Bu nedenle arka planında yatan nedenlerin belirli bir kısmı akademik çalışmalarda ortaya konanların dışında yer almaktadır. Bununla birlikte yapılan çalışmalar, ortaya konan nedenlerin boşanma ile olan ilişkisini ampirik olarak ortaya koyabilmektedir. Bu nedenlerin önemli bir kısmı ise sosyoekonomik faktörler kapsamında incelenebilmektedir.

White (1990, s.904-906) 80'li yıllarda boşanmaların belirleyicileri üzerine yapılan araştırmaları değerlendirdiği çalışmasında, bu nedenleri özet olarak sunmaktadır. White'a göre boşanma oranlarını arttıran makro düzeydeki belirleyiciler; hukuksal süreç içinde kusura dayanmayan boşanmaların kolaylaşması, ekonomide refah seviyesinin artması, endüstriyel topluma geçiş süreci (Japonya, İtalya ve İsrail gibi bazı ülkeler dışında), cinsiyet oranları<sup>1</sup>, değişen cinsiyet rolleri ile birlikte kadınlarının işgücüne katılımının artması, artan sosyal bütünleşme ve ön plana çıkan bireyselleşme ile değişen kültürel değerlerdir.

Bu noktada kadının işgücüne katılımı da, hem kadınlara sağladığı ekonomik özgürlük, hem de ataerkil yapıdaki doğu toplumlarının aile yapısı üzerinde dolaylı yoldan ortaya çıkaracağı değişiklikler nedeniyle boşanma kararı almanın arkasında yatan önemli bir etken olarak düşünülmektedir (Trent ve South, 1989, s.401). Uğur (2014), Shawky, Saleh ve Al-Awadhi (2020), gibi bazı çalışmalar boşanma kararlarının belirleyicisi olan değişkenler arasında kadının işgücüne katılımının yanı sıra, işgücüne katılımdaki artışın temel nedenlerinden biri ve aynı zamanda önemli bir sosyoekonomik gösterge olan kadınların eğitim seviyesi değişkenine de yer vermektedir. Kadınların eğitim düzeylerindeki artış ile birlikte çalışılabilecekleri işin niteliğinin değişmesi ve getirisinin artması, işgücüne katılımlarına bağlı olarak elde ettikleri ekonomik özgürlüğün düzeyini de arttırabilmektedir. Bu nedenle eğitim düzeylerindeki artışın kadınların ekonomik özgürlüğünü arttırması ve elde ettikleri daha yüksek kazanç, kadınlar için mutsuz olan evlilikleri bitirme noktasında hayatlarını idame ettirebilmek için kaynak yaratmaktadır. Bağımsızlık hipotezi (Hobson, 1990; Ruggles, 1997) olarak literatürde yer alan bu durum, boşanma kararı almayı kolaylaştıran bir etken olarak karşımıza çıkmaktadır.

Diğer yandan gerek ailelerin, gerekse bireylerin içinde bulunduğu sosyal ve kültürel değerler de evlilik ilişkisinin devam edebilmesi için önemli bir etkidir. Geleneksel geniş aile yapısının hâkim olduğu bölgelerde, bir takım gelenekler ve inançlar, düşük düzeyde eğitim ve maddi imkânsızlıklarla birleşince boşanma kararı almanın önünde engel teşkil edebilmektedir. Diğer yandan boşanma konusunda ailesinden destek görmeyen kadınların da, bu kararı vermekte zorlandığı ve mutlu olmadığı halde evliliğini sürdürme yönünde hareket ettiği görülmektedir (Can ve Aksu, 2016, s.889). Düşük doğurganlık, düşük bebek ölümü, daha küçük aile birimi, daha yüksek okuma-yazma ve eğitim düzeyi gibi özelliklere sahip bölgelerde ise boşanma oranı artabilmektedir. Bu durum, sosyoekonomik statülerindeki değişimlerin kadınları, geniş ailenin yükümlülüklerinden kurtararak sosyal hayatta daha aktif rol almalarını desteklediğini ve kadınların bağımsızlıklarına ivme kazandırdığını göstermektedir (Sucu, 2007, s.40).

TÜİK İstatistik Bölge Birimleri Sınıflaması ve Nedene Göre Boşanmalar 2020 yılı verileri incelendiğinde, Türkiye'de 2020 yılı içindeki boşanmaların bilinen nedenleri en yaygın olandan en az yaygın olana sırası ile geçimsizlik, diğer nedenler, zina, terk etme, cürüm ve haysiyetsizlik, akıl hastalığı ve cana kasıt olarak görülmektedir (TÜİK, 2020). Bunun dışında 2016 yılında Aile, Çalışma ve Sosyal Hizmetler Bakanlığı'nca yapılan Türkiye Aile Yapısı Araştırması Raporu'nda Türkiye'de boşanma nedenleri yine en yaygın olandan en az yaygın olana doğru sıralandığında; sorumsuz ve ilgisiz davranma (%50,9), evin ekonomik olarak geçimini sağlayamama (%30,2), eşlerin ailelerine karşı saygısız davranması (%24,3), eşin ailesinin aile içi ilişkilere karışması (%22,7), aldatma (%20,4), dayak/kötü muamele (%19,5), terk edilme (%14,8), içki (%13,2), kumar (%6,7), çocuğa karşı kötü muamele (%5,9), çocuk olmaması (%3,4), madde bağımlılığı (%2,5), eşin hastalığa yakalanması (%2,4), yüz kızartıcı suç (%2,0) ve aile içi cinsel taciz (%1,5) olduğu görülmektedir. Bu sonuçlara bakıldığında en yüksek yüzdeye sahip ilk beş nedenden ikisinin yine geniş aileye bağlı sorunlar olduğu görülmektedir (TC Aile, Çalışma ve Sosyal Hizmetler Bakanlığı, 2016).

Boşanma olgusunun sosyoekonomik nedenleri ve boşanma oranları üzerindeki olumlu ve olumsuz etkileri hakkında her ne kadar literatürde genel kabul görmüş görüşler olsa da, bu görüşlere alternatif bulguları olan çalışmalar da mevcuttur. Özellikle kadınların eğitim düzeyi ve işgücüne katılımı gibi sosyal ve ekonomik değişkenlerin boşanma üzerindeki etkilerinin yönü ampirik çalışmalarda kimi zaman beklenenin aksi yönlü sonuçlar ortaya koyabilmektedir. Jalovaara (2001)'ya göre bu durumun ilk nedeni ters nedenselliklerdir. Çünkü sosyoekonomik statüyü gösteren bağımlı değişkenler boşanma öncesine ait durumları temsil eder ve boşanma bağımlı değişken olarak bir çıktıdır. Bu duruma rağmen sosyoekonomik değişkenlerin, en azından evlilik bağının zayıflamasına neden olacağı söylenebilir. Bir evliliği sonlandırmak için yapılan uzun dönemli planlar bireylerin işgücü piyasasındaki yerini belirleyebilir. Özellikle ev hanımı olan kadınlar evliliğin doyumsuzluğuna bir tepki olarak işgücüne dâhil olabilir. Jalovaara (2001) çalışmasında özellikle Finlandiya için yapılan çalışmalarda (Spitze, 1988) kadınların ücretli işgücü piyasasında her durumda güçlü bir konumda olmak istedikleri ve sosyoekonomik statünün yükselmesini evliliğin bitirilmesi kararına hazırlık olarak görülmediğini belirtmiştir. Benzer şekilde kadın işsizliği durumu da beklenildiğinin aksine boşanmaları düşürücü etki göstermeyebilir. İşsizlik ve güvensizlik evlilik bağının aşınmasına katkıda bulunarak eşler arasında gerilimi artırarak boşanmanın tetikleyicisi olabilir. Tam tersi durum ise, beraberinde getirdiği kariyerle birlikte sağladığı gelir avantajından dolayı evliliği ödüllendirici bir hale getirerek boşanma eğilimini azaltabilir. Yine Finlandiya için yapılan çalışmalarda (Finnäs, 1997) eğitim değişkeninin yıl olarak arttığında, kadınların ailenin dağılması konusunda daha muhafazakâr oldukları gözlemlenmiştir. Diğer yandan daha eğitilmiş ve kariyer odaklı kadınlar, tek ebeveynin zorlu günlük yaşamındansa, aile hayatını çekici olmayan bir alternatif olarak görmektedirler. Yine eşlerin beklentileri, istekleri, değerleri, kişilikleri, diğer psikolojik özellikleri, sosyal becerileri ve aile geçmişleri de boşanma kararı almaları üzerinde etkisi olan ve ölçülemeyen faktörler olarak değerlendirilmiştir

<sup>1</sup> Guttentag ve Secord (1983) tarafından ortaya konan cinsiyet oranları teorisine göre; evlilikte kadınların erkeklere göre daha istikrarlı/güvenilir olması, erkeklerin sahip olduğu alternatiflerin görece uygunluğunun boşanma oranlarının belirleyicisi olmasına neden olmaktadır. Eğer toplumda, kadınların oranı erkeklerin oranından yüksek ise, alternatiflerin görece uygunluğu yüksek olacağından boşanma oranları artacaktır.



(Jalovaara, 2001, s.130-131). Bu bağlamda kadınların işgücüne katılımı ve eğitimi değişkenleri beklentinin aksine boşanmayı arttırıcı değil, azaltıcı etki de gösterebilecekken, kadın işsizliği ise yine beklenenin aksine boşanmaları düşürücü değil arttırıcı etki gösterebilecektir. Bu durum, kadınların sosyoekonomik statülerini gösteren değişkenlerin toplumların kendi iç dinamikleri tarafından belirlendiği ve karmaşık bir yapı arz ettiğini göstermektedir.

Geçmişte daha belirli olduğu varsayılan ilişkilerle ortaya konan kadınların sosyoekonomik statüleri ve boşanma oranları arasındaki ilişkinin, günümüz toplumlarında; kadınların işgücüne katılımının, eğitim düzeyinin artması, bireyselleşmenin ön plana çıkması, boşanma sürecindeki bürokratik sürecin hızlanması gibi nedenlerle daha karmaşık ilişkiler ağı ile ortaya çıktığı düşünülmektedir. Bu nedenle özellikle ataerkil yapıdaki doğu toplumları için yerel düzeyde kadınların sosyoekonomik statüleri ve boşanma oranları arasındaki ilişkiyi incelemesine ihtiyaç duyulmaktadır.

### Literatür Taraması

Literatürde boşanma oranları ve sosyoekonomik statü arasındaki ilişkileri inceleyen çalışmaların özellikle dünyada sanayileşme hızının arttığı ve kadınların işgücüne katılımının hız kazandığı 70’li ve 80’li yıllarda başladığı görülmektedir. Bu doğrultuda ilgili yıllarda boşanma oranları ve sosyoekonomik statü göstergesi olan bazı değişkenler arasındaki ilişkileri inceleyen teorik çalışmalar yer alsada da, bu değişkenler arasındaki ilişkiyi daha net bir şekilde ortaya koyabilen ampirik çalışmalar da mevcuttur.

Kunzel (1974) aile yaşam döngüsü ve boşanma oranları arasındaki ilişkiyi, sosyoekonomik değişkenler üzerinden incelemiştir. 1972 yılı verileri kullanılan çalışmanın bulguları 13 yüksek sanayileşmiş ve 15 sanayileşmiş Avrupa ülkesinde, düşük evlilik yaşı, yüksek yaşam beklentisi, az çocuk sayısı, kadınların işgücü piyasası içerisinde kendisine daha fazla yer bulması gibi durumların boşanma oranlarının yükselmesi ile ilişkisi olduğunu göstermektedir.

Sander (1985), önceki çalışmalarda ortaya konan ve Amerika’daki boşanma oranlarının yükseliş eğilimine sahip olmasını kadınların kazancındaki artışa bağlayan iddiaya, 1970 yılı Tarım Sektörü verileri kullanarak delil sunmayı amaçlamıştır. En Küçük Kareler Yöntemi ile yaptığı Regresyon Modeli tahminlemesi sonucunda, boşanma oranlarının, kadınların kazanç olanaklarından anlamlı ve önemli ölçüde etkilendiğini göstermektedir.

Trent ve South (1989) 66 ülke için yaptıkları çalışmada, toplumsal düzey ile boşanma oranları arasındaki ilişkiyi incelemiştir. Regresyon analizi yaptıkları çalışmada, boşanma oranlarını etkileyen dört bağımsız toplumsal düzey değişkeni belirlemiştir. Bu değişkenler sosyo-ekonomik kalkınma, kadın işgücüne katılım oranı, cinsiyet oranı<sup>2</sup> ve baskın dini inançtır. Bulgular boşanma oranlarının dini inanç değişkeni dışındaki değişkenlerden beklentilere uygun yönlü ve anlamlı bir şekilde etkilendiğini göstermektedir.

2000’li yılların başında sosyoekonomik statü ve boşanma oranları arasındaki ilişki Jalovaara’nın çalışmaları (2001, 2002, 2003) ile tekrar gündeme gelmiştir. Jalovaara 2001 yılında yaptığı çalışmada, sosyoekonomik statü ile boşanma riski arasındaki ilişkiyi 1991-1993 yılları arasındaki verileri kullanarak Finlandiya için incelemiştir. Genel kabul gören düşünce olan, sosyoekonomik durum ile evliliğin bozulması arasındaki zıt yönlü ilişki noktasından yola çıkarak yaptığı çalışmada Poisson Regresyon analizi yöntemi kullanılarak elde edilen bulgular, boşanma riskinin kadının geliri dışındaki tüm göstergeler için sosyoekonomik durumla ters orantılı olduğunu göstermektedir.

Jalovaara tarafından 2002 yılında yapılan çalışmada, evlilik süreleri bakımından boşanma riskinin sosyoekonomik belirleyici ele alınmıştır. Finlandiya’da 1991-1993 yılı arasındaki veriler kullanılarak Poisson Regresyon analizi yöntemi kullanılan çalışmada işsizlik, eşin gelirinin yüksek olması ve kiralık bir evde yaşanması gibi faktörlerin boşanma riskini arttırdığı tespit edilmiştir.

Jalovaara (2003) Poisson Regresyon analizi yöntemi ile Finlandiya için yaptığı bir başka çalışmada ise daha önce yayımlanan çalışmaların aksine her iki partnerinde eğitim durumu düşük olduğunda boşanma riskinin sanılandan daha düşük olduğunu belirtmektedir. Kendisi ve eşi çalışan kadınların, kendisi veya eşi ya da her ikisi de işsiz olan çiftlere göre daha istikrarlı evlilikleri olduğunu belirtmektedir. Diğer yandan erkeğin yüksek gelire sahip olması boşanma riskini azaltırken, kadının yüksek gelire sahip olması, özellikle de erkekten yüksek gelire sahip olması ise boşanma riskini arttırmaktadır.

Jalovaara’nın çalışmaları boşanma riski ve sosyoekonomik değişkenler arasındaki ilişkinin özellikle kadın ve erkek için farklı şekillendiğini bir kez daha göstermiştir. Bu nedenle 2000’li yıllarda özellikle kadınların sosyoekonomik statüleri ile boşanma oranları arasındaki ilişkiyi açıklayan çalışmalar hız kazanarak devam etmiştir.

Poortman (2005) kadınların çalışması ile boşanma arasındaki pozitif ilişkiyi ve kadının çalışmasının boşanma riskini arttırdığını gösteren yaygın hipotezleri test etmek amacıyla Hollanda’da 1998 yılı verileri kullanarak ayırık zamanlı olay geçmiş analizi ile yaptığı çalışmada, bu ilişkinin ters yönlü olabileceğine dair eleştirilere de yer vermektedir. Yani, çalışma saatleri daha fazla olan kadınların boşanma riskinin yüksek olmasından ziyade, boşanma beklentisi olan kadınların çalışma saatlerini bu beklenti

<sup>2</sup> Cinsiyet oranı: Her 100 kadına karşılık gelen erkek sayısıdır.

yönünde arttırabileceği düşüncesi çalışmada dikkate alınmaktadır. Risk Rekabet Modeli kullanılarak elde edilen sonuçlar, boşanma beklentisi olan kadınların olası davranışı noktasında zayıf bir destek sunarken, boşanma tamamen beklenmedik şekilde ortaya çıktığında ise, tam-zamanlı çalışmanın etkisinin nispeten güçlü olduğu göstermektedir. Bu bulgular, kadınların çalışması ile boşanma riski arasında bir ilişkinin olabileceğini destekler niteliktedir.

Üçler ve Kızılkaya (2014) kadın istihdamının boşanma ve doğurganlık üzerine etkilerini incelemişlerdir. Bu değişkenler arasındaki ilişkinin bölgesel düzeydeki farklılıklarına vurgu yapan çalışma, bu farklılıklar nedeniyle çalışmada Türkiye için TÜİK Düzey-1 sınıflandırmasında yer alan 12 bölgeyi kapsayan panel veri analizi yapmaktadır. Panel DOLS ve Panel FMOLS yöntemleri ile yapılan tahminler sonucunda, kadın istihdamındaki artışın boşanmayı pozitif yönlü etkilediği, ancak bölgesel farklılıkların var olduğu ortaya konmuştur.

Sosyoekonomik statünün boşanma üzerindeki etkisi cinsiyete göre farklılaştığı gibi, bölgesel sosyo-kültürel yapıya göre de değişebilmektedir. Bu türden bölgesel farklılıkları ortaya koyabilme avantajına sahip olması nedeniyle bu ilişkiyi ele alan çalışmaların son dönemde mekânsal ekonometrik modeller kullandığı görülmektedir.

Goli ve Zahed (2014) çalışmasında Keşifsel Mekânsal Veri Analizi yöntemi ile İran'da 2006 yılı için sosyoekonomik statü değişkenleri ile boşanma arasındaki ilişkiyi incelemiştir. Sonuçlar, boşanmış kadınların temel özelliklerinin (özellikle de kadınların istihdam edilmiş ve eğitilmiş oldukları metropol bölgelerde) anlamlı düzeyde istihdam ve eğitim olduğunu göstermektedir. Diğer yandan boşanmış erkeklerin ise, düşük eğitim ve işsizlik özelliklerine sahip olduğu görülmektedir.

Cafri ve Özdemir Çukadar (2018) çalışmalarında Türkiye'de artan boşanma oranları üzerinde etkisi olan sosyoekonomik nedenleri mekânsal modellerle incelemişlerdir. 2013 yılı için Mekânsal Hata ve Mekânsal Gecikme Modelleri ile yapılan tahminler sonucunda elde edilen bulgular, ilköğretim veya altı eğitim seviyesi, işsizlik oranı ve doğurganlık hızı artışının boşanma hızını azalttığını; GSYH, kadın istihdamı, hastalık, lise veya üzeri eğitim seviyesi, suç artışı, internete erişim ve erkeklerin evlilikten memnuniyetsizliğinin ise boşanma hızını arttırdığını göstermektedir.

Shawky, Saleh ve Al-Awadhi (2020), Umman'da 2010 yılı için sosyoekonomik statü değişkenleri ile boşanma oranları arasındaki ilişkiyi mekânsal modeller kullanarak incelemişlerdir. Mekânsal Hata ve Mekânsal Gecikme Modellerinin kullanıldığı karşılaştırmalı çalışmalarında, Umman'ın alt ulusal sınırlarında, kent, banliyö ve kırsal kesimde aile çözümlemelerinin anlamlı bir şekilde birbirinden farklılaştığı ortaya konmaktadır. Çalışma, bazı bölgelerde boşanma oranlarının diğerlerinden daha yüksek olduğunu belirlerken; kadınların eğitim düzeyinin boşanma oranı ile negatif, kadınların işsizlik oranı, erkeklerin çokeşli evlilik oranı, özel sektörde çalışan kadın oranı, kentte yaşayan evli kadın oranı gibi değişkenlerin ise boşanma ile pozitif ilişkili olduğunu ortaya koymaktadır.

## Yöntem

### Veri Seti

Çalışmada TÜİK (Türkiye İstatistik Kurumu) tarafından yayımlanan 2008, 2014 ve 2019 yılları için Türkiye İstatistiki Bölge Birimleri Sınıflandırması (İBBS) Düzey 2'de bulunan 26 alt bölgeye ait veri seti kullanılmıştır. Çalışma için bağımlı değişken olarak kadınların boşanma sayıları kullanılmıştır. Boşanma değişkenini açıklayıcı sosyoekonomik değişkenler; sosyal yönünü değerlendirmek için kaba boşanma hızı<sup>3</sup>, ortalama hane halkı büyüklüğü, okuma yazma bilmeyen oranı ve yüksekokul veya fakülte mezunu oranı, ekonomik yönü değerlendirmek için ise, işsizlik oranı, istihdam oranı ve işgücüne katılım oranı olarak belirlenmiştir.

Çalışmada kadınların sosyoekonomik statülerindeki değişen durumların, Türkiye'nin hangi bölgesi veya bölgelerinde ve ne düzeyde boşanma oranlarını etkilediğinin araştırılması istenmiştir. Seçili değişkenler, literatür bölümünde incelenen çalışmalarından (Finnäs, 1997; Jalovaara 2001; Poortman, 2005; Shawky, Saleh ve Al-Awadhi, 2020; Trent ve South, 1989; Üçler ve Kızılkaya, 2014) yola çıkılarak belirlenmiştir. Bu nedenle çalışma, 2008, 2014 ve 2019 yıllarında Türkiye'de, kadınların boşanma kararlarının arkasında yatan sosyoekonomik nedenlerin boşanma oranı üzerindeki etkilerini daha çok, değişen kadın eğitimi ve buna bağlı olarak kadınların işgücü piyasalarındaki konumu üzerinden değerlendirecektir. Tablo 1'de yer alan değişkenler ile boşanma kararının arkasında yatan nedenlerin bölgesel olarak farklılaşıp farklılaşmadığı karşılaştırmalı olarak ele alabilmek için mekânsal ekonometrik analiz yöntemi kullanılmıştır.<sup>4</sup>

<sup>3</sup> Nüfus biliminde belli yıl içinde her 1000 nüfus başına düşen boşanma sayısı kaba boşanma hızı olarak tanımlanmaktadır. Kaba boşanma hızı ülke genelinde boşanmaların oranı hakkında bilgi vermekle birlikte iki kişinin birbirinden boşanmış olması ve bunun nüfusa oranlanması nedeniyle "Kaba" bir hızdan bahsedilmektedir (Başkaya ve Ünal, 2017).

<sup>4</sup> İstatistiksel Analizler GeoDa programında yapılmıştır.

Tablo 1. Değişkenlerin Açıklanması

Değişken Kodu	Değişken	Değişkenin Açıklaması
<b>KBS</b>	Boşanma sayıları (Kadın)	Bütün yaş gruplarını içeren kadınların boşanma sayılarının toplamıdır.
<b>KBH</b>	Kaba boşanma hızı	Belli bir yıl içinde her 1000 nüfus başına düşen boşanma sayısıdır.
<b>OHHB</b>	Ortalama hanehalkı büyüklüğü	Bir hanehalkını oluşturan kişilerin ortalama sayısıdır. Formül=(Toplam hanehalkı nüfusu) / (Toplam hanehalkı sayısı)
<b>KİÖ</b>	15 yaş ve üzeri işsizlik oranı (Kadın)	İşsiz nüfusun işgücü içindeki oranıdır.
<b>KİHO</b>	15 yaş ve üzeri istihdam oranı (Kadın)	İşbaşında olanlar ve işbaşında olmayanlar grubuna dâhil olan kurumsal olmayan çalışma çağındaki tüm nüfus istihdam edilen nüfustur.
<b>KİKO</b>	15 yaş ve üzeri işgücüne katılım oranı (Kadın)	İşgücünün kurumsal olmayan çalışma çağındaki nüfus içindeki oranıdır.
<b>YVFMKO</b>	15 yaş ve üzeri yükseköğretim veya fakülte mezunu oranı (Kadın)	<b>Toplam yaş bağımlılık oranı:</b> 15-64 yaşlarındaki her 100 kişiye karşın, "0-14" ve "65 ve daha yukarı" yaşlarındaki kişi sayısıdır.
<b>OYBKO</b>	15 yaş ve üzeri okuma yazma bilmeyen oranı (Kadın)	<b>Toplam yaş bağımlılık oranı:</b> 15-64 yaşlarındaki her 100 kişiye karşın, "0-14" ve "65 ve daha yukarı" yaşlarındaki kişi sayısıdır.

### Mekânsal Ekonometrik Analiz

Mekânsal ekonometri, kesitsel ve panel veriler için regresyon modellerinde mekânsal etkileşim (mekânsal otokorelasyon) ve mekânsal yapı (mekânsal heterojenlik) ile ilgilenen bir ekonometri alt alanıdır. Geçmişte, mekânı veya coğrafyayı açıkça birleştiren modeller öncelikle bölgesel bilim, kentsel ve gayrimenkul ekonomisi ve ekonomik coğrafya gibi özel alanlarda uygulanmıştır. Bununla birlikte son zamanlarda mekânsal ekonometrik yöntemler, talep analizi, uluslararası ekonomi, çalışma ekonomisi, kamu ekonomisi, tarım ve çevre ekonomisi ve yerel kamu maliyesi çalışmaları da dahil olmak üzere, daha geleneksel iktisat alanlarında çok çeşitli ampirik araştırmalarda giderek daha fazla uygulanmaktadır (Anselin, 2001).

Mekânsal ekonometride bölge, il veya ülke olabilecek mekânsal birimlerin komşularından etkilenip etkilenmediği önem taşımaktadır. Bunun dayanağı Tobler’in (1979) Birinci Coğrafya Yasası<sup>5</sup> ile açıklanmaktadır. Bu nedenle mekânsal ekonometri analizlerinde mekânsal ağırlık matrislerinden yararlanır. Ağırlık matrisinin ( $W$ ) öğeleri sıfır olmayan bir değer alır ( $W_{ij}$ ) ikili bir matris için ortak sınıra sahipse 1, ancak genel ağırlıklar için başka herhangi bir pozitif değer),  $i$  ve  $j$  gözlemleri komşu olarak kabul edilir. Aksi takdirde sıfır değeri alır. Geleneksel olarak, ağırlık matrisinin köşegen elemanları  $W_{ij}$ , sıfıra ayarlanır (Anselin, 1992). Sınırlara dayandırılan mekânsal ağırlıklandırma matrislerinde, komşuluk tanımlamaları sınırdaşığa bağlı olarak temsil edilirken, mesafeye dayanan mekânsal ağırlıklandırma matrislerinde ise  $i$  ve  $j$  ile belirtilen iki konumun merkezleri arası mesafenin ölçütü  $d_{ij}$ , olarak ifade edilir. Bu mesafe genellikle Öklidyen uzaklık formülüne dayalı olarak bu hesaplanır.

Mekânsal ekonometri, genel anlamda mekânsal etkilerin değerlendirilmesinde, özellikle mekânsal otokorelasyon ve mekânsal heterojenlik bağlamında var olan endişelerin giderilmesine yönelik teknikler sunabilmektedir. Bu noktada mekânsal otokorelasyon ise pozitif veya negatif olarak ortaya çıkabilmektedir. Pozitif otokorelasyon, yüksek değerlerin yüksek değerler ve düşük değerlerin düşük değerlere sahip komşuları olması durumunu gösterirken, negatif otokorelasyon ise, herhangi bir değişkene ait düşük değerlerin yüksek değerler, yüksek değerlerin ise düşük değerlere sahip komşularının olması durumudur (Zeren, 2010).

Mekânsal otokorelasyon için en yaygın kullanılan spesifikasyon testi, Moran (1950) tarafından, tek değişkenli zaman serisi korelasyonu testinin iki boyutlu analogu olarak geliştirilen bir istatistikten türetilmiştir (Anselin, 1988). Matris gösteriminde, Moran’ın  $I$  istatistiği aşağıdaki gibi hesaplanmaktadır.

$$I = \left( \frac{N}{S_0} \right) \left( \frac{e' W e}{e' e} \right) \quad (1)$$

(1) numaralı denklemde  $e = \gamma - \chi \hat{\beta}$ , ( $N \times 1$ ) boyutlu, EKK yönteminin kalıntılarının vektörü,  $W$  standartlaştırılmış ağırlık matrisi,  $N$  bölge sayısını,  $S_0 = \sum_i \sum_j W_{ij}$  sıfır olmayan ağırlık matrisinin genel toplamına karşılık gelen bir standartizasyon faktörüdür ve  $W_{ij}$  ağırlık matrisini (bölgeler arası komşuluk matrisi) temsil etmektedir (Yılıgör, 2019, s.66-68).

Bir diğer mekânsal otokorelasyon testi ise kısa adı LISA (Local Indicator of Spatial Association) olan Yerel mekânsal otokorelasyon testidir. Moran’ın  $I$  istatistiği bölgelere ilişkin tek bir değer hesaplanırken, LISA testi ile her bir bölgenin komşuları ile olan

<sup>5</sup> Birinci Coğrafya Yasası; “Her şey diğer her şey ile ilgilidir, ancak yakın şeyler uzak olanlardan daha fazla ilişkilidir.” şeklinde ifade edilir (Tobler, 1979).

otokorelasyonuna ilişkin istatistikler hesaplamak mümkündür (Anselin, 1995). Bu doğrultuda LISA testi hesaplanırken Moran'ın I testinden faydalanılmaktadır. LISA testi değerleri aşağıdaki formül yardımı ile hesaplanır.

$$I = \frac{I_i}{N} \quad (2)$$

(2) numaralı denklemde N bölge sayısını gösterirken, I Moran'ın I testi istatistiği, I<sub>i</sub> ise yerel Moran I ölçüsü yani LISA değeridir.

Otokorelasyonun belirlenmesi için kullanılan spesifikasyon testleri sadece mekânsal korelasyonu ortaya koyarken, hangi mekânsal modelin uygun olduğunu belirleyememektedir. Bu noktada LM (Lagrange Çarpanı) testi kullanılmaktadır. Mekânsal bağımlılık ise mekânsal regresyon modelleri ile tanımlanabilmektedir (Cafri ve Özdemir Çukadar, 2018, s.412).

Mekânsal regresyon modelleri, mekânsal etkilerin varlığına göre genişletilebilen modellerle tahmin edilir. Mekânsal etkiler, bağımlı değişken, hata terimi ve/veya bağımsız değişkenler ile etkileşimli olarak modele dahil edilebilir. Etkileşimlerin dahil olma biçimine göre farklı model türleri söz konusudur. Mekânsal etkileşimlerin tümünü içeren en genel model Genel yuvalanmış mekânsal model (GNS)'dir. Etkilerden ikisinin aynı anda görüldüğü modeller ise, Genel mekânsal model (SAC), Mekânsal Durbin modeli (SDM) ve Mekânsal Durbin hata modelidir (SDEM). Mekânsal etkinin bağımlı değişkende olduğu modeller, mekânsal gecikme modeli (SAR), hata teriminde olduğu modeller ise mekânsal hata modeli (SEM)'dir (Yerdelen Tatoğlu, 2022, s.53).

SAR modeli, i(i=1,...,n) alanındaki bağımlı değişken y'nin j ≠ i komşu bölgelerdeki değişkenler ile bağlı olarak gözlemlendiğini varsaymaktadır. Yani bir alt bölgedeki gözlemlere ait bağımlı değişken üzerinde, komşu alt bölgelerdeki değişkenlerin de etkisi vardır. Mekânsal otoregresif (SAR) modelinde, gecikmeli bağımlı değişken açıklayıcı değişken olarak modele dahil edilerek matris gösteriminde (3) numaralı ifadedeki gibi gösterilmektedir.

$$y = \rho W y + x \beta + u \quad (3)$$

$$u \sim N(0, \sigma^2 I_n) \quad (4)$$

(3) numaralı denklemde W, (n x n) mekânsal ağırlık matrisini ifade etmektedir. W matrisinin bir ana özdeğere sahip olması için W'nin satır stokastik olduğu varsayılmaktadır. y (n x 1), bağımlı değişken vektörünü, x (n x k), açıklayıcı değişkenler matrisini, u ise hata terimini göstermektedir. Mekansal gecikmeli bağımlı değişken katsayısı ise modelde ρ ile ifade edilmektedir (Fischer & Wang, 2011, s.33). Diğer yandan bu modelde bağımlı değişken y, komşu bölgelerin y'sine bağlıdır. Bu durum modelde içsellik sorunu yaratabileceğinden model tahminini, içsellik kontrol edildikten sonra, Genelleştirilmiş momentler yöntemi ya da En çok olabilirlik yöntemleri ile gerçekleştirmek tutarlı ve etkin tahminciler elde edilmesi bakımından avantaj sağlamaktadır (Anselin, 1988).

Mekânsal hata modeli ise ölçme hataları veya dışlanmış değişkenden kaynaklanan bağımlılığın hata teriminde kendini göstermesi durumunu ifade eder.  $y = \rho W y + x \beta + \varepsilon$  şeklindeki modelde ρ = 0 kabul edilirse, mekânsal bağımlılık hata teriminden kaynaklanmaktadır. Model aşağıdaki gibi ifade edilmektedir.

$$y = x \beta + \varepsilon \quad (5)$$

$$\varepsilon = \lambda W \varepsilon + u \quad (6)$$

$$u \sim N(0, \sigma^2 I_n) \quad (7)$$

(6) nolu ifadede λ, ilgili alt bölgenin hata terimi ile komşu alt bölgelerin hata terimleri arasındaki mekânsal bağımlılığı ölçmektedir. En küçük kareler yönteminde sağlanması gereken değişen varyans ve otokorelasyon olmaması varsayımları yerine getirilemediğinden, modelin tahmininde En çok olabilirlik ve Genelleştirilmiş momentler yöntemi kullanılmaktadır (Anselin, 1988).

Her iki modelde de temel hipotez olan sıfır hipotezi (λ=0, ρ = 0), ilişkinin olmadığını belirtmekte ve kabul edilmesi durumunda model en küçük kareler yöntemi ile tahmin edilebilmekte iken, alternatif hipotez (λ ≠ 0, ρ ≠ 0) ise ilişkinin var olduğunu göstermekte ve kabul edilmesi durumunda model yukarıda belirtilen uygun tahmin yöntemleri ile tahmin edilebilmektedir.

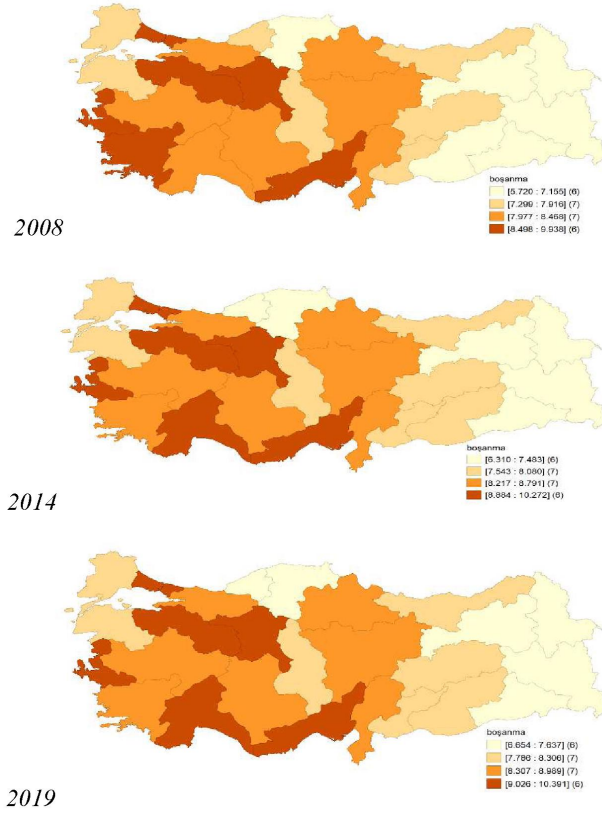
## Bulgular

Sosyoekonomik değişkenlerle, boşanma arasındaki ilişkinin 2008, 2014 ve 2019 yılları için mekânsal modellerle incelenmiştir. Bu noktada bölgelerin birbirleri ile olan ilişkisini ölçmek için sınırlara dayandırılan Kale Bazlı Yakınlık <sup>6</sup> (Rook Continuity) matrisi'ne göre ağırlık matrisi oluşturulmuştur.

Bulguları incelemek için öncelikle 2008, 2014 ve 2019 yıllarına ait kartil haritaları oluşturulmuştur. Şekil 1'de bu yıllara ait kartil haritaları üç farklı panelde gösterilmektedir.

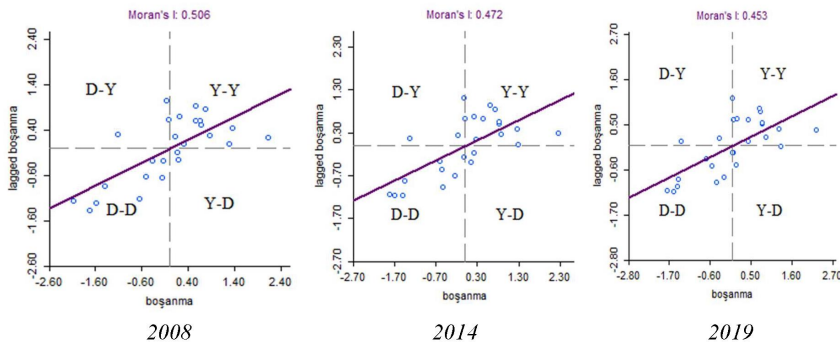
<sup>6</sup> Kale komşuluğuna göre wij = 1 ise, bölgeler (i ve j) ortak bir kenarı paylaşan komşulardır (Zeren, 2010, s.23).





Şekil 1. Türkiye’de boşanma oranlarının yıllara göre mekânsal dağılımı.

Şekil 1’de verilen kartil haritalarında boşanma oranları, en düşük boşanma oranına sahip olan bölgeler açık renk, en yüksek boşanma oranlarına sahip bölgeler ise koyu renk olmak üzere, açıktan koyuya doğru gösterilmektedir. Harita incelendiğinde, Türkiye’nin batı bölgelerinde boşanma oranlarının doğusunda oranla yüksek olduğu görülmektedir. Haritalar her üç yıl için temelde çok benzer olmakla beraber, 2008 yılından 2014 yılına geçerken iki bir bölgede boşanma oranı artarken, bir bölgede ise azaldığı gözlemlenmektedir. Kartil haritaları incelendiğinde mekânsal bağlılığın varlığından söz edilebilmektedir.

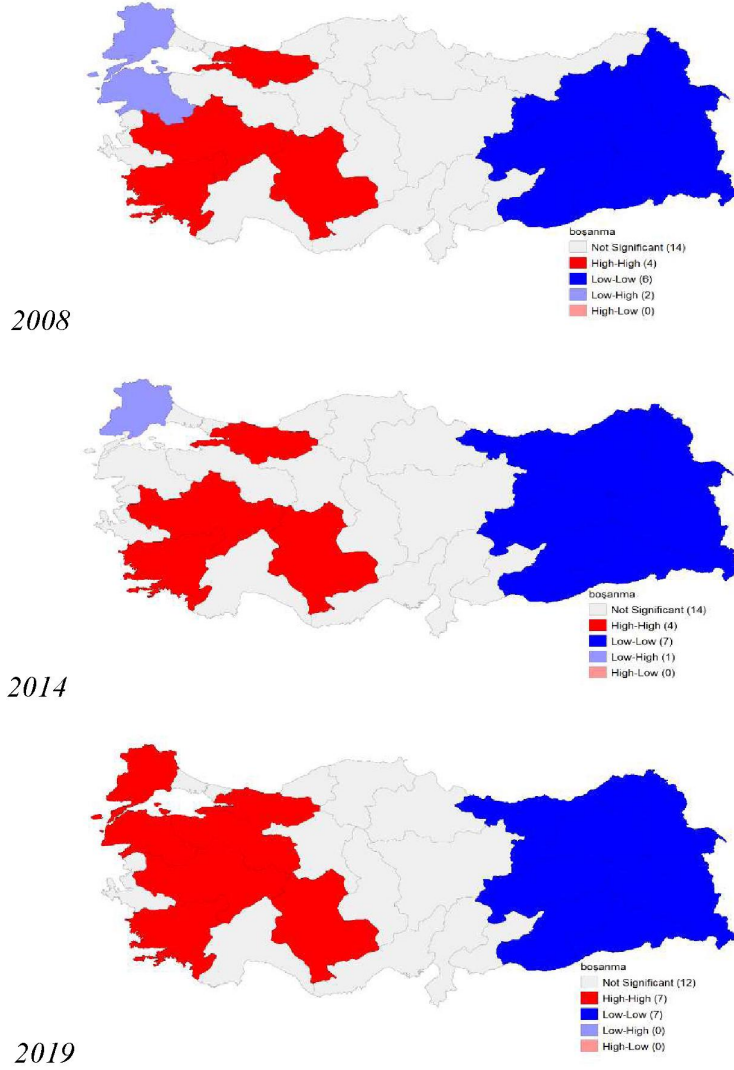


Şekil 2. Türkiye’de boşanma oranlarının yıllara göre Moran I endeksi değerleri.

Şekil 2’te boşanma oranlarının mekânsal otokorelasyon incelemesi için yapılan Moran I testi sonuçları yer almaktadır. Buna göre 26 bölgede boşanma oranları ile komşu bölgelerin boşanma oranları arasında her üç yıl için sırasıyla %50, %47 ve %45 oranında pozitif ve istatistiki açıdan anlamlı bir ilişki bulunmaktadır. Şeklin Y-Y alanında yer alan alt bölgelerin hem kendilerinin hem komşularının yüksek boşanma hızına sahip olduğu bilinmektedir. Bu alt bölgeler ağırlıklı olarak batı Ege, Marmara, İç Anadolu ve Akdeniz bölgelerinde bulunan alt bölgelerdir. D-D alanında ise, alt bölgenin hem kendisi hem de komşularının düşük boşanma hızına sahip olduğu bilinmektedir. Bu alanda ise her üç yılda genellikle Karadeniz, Doğu Anadolu ve Güneydoğu Anadolu’da yer alan alt bölgeler yer almaktadır. D-Y alanındaki alt bölgelerde, alt bölgenin kendi boşanma hızının düşük iken, komşu alt

bölgesindeki boşanma hızının yüksek olması söz konusudur. Y-D alanında yer alan alt bölgelerde ise, alt bölgenin kendi boşanma hızı yüksek iken, komşusunun boşanma hızı düşüktür. D-Y ve Y-D alanlarında her üç yıl için de çok az bölge yer alırken, bu bölgelerin genellikle, boşanma oranının düşükten yükseğe veya yüksekten düşüğe geçiş sınırında yer aldıkları gözlemlenmektedir.

Analizin devamında, Moran I diyagramıyla dağılımı ele alınan gözlem değerlerinin, bölgesel olarak anlamlı mekânsal kümeleme ya da ayrışma gösterip göstermediğini incelemek amacıyla, mekânsal ilişkinin yerel göstergesi olan LISA testi kullanılmıştır.



Şekil 3. Türkiye’de boşanma oranlarının yıllara göre LISA haritaları.

Boşanma oranlarının LISA testi haritaları Şekil 3’te 2008, 2014 ve 2019 yılları için üç farklı panelde gösterilmektedir. Haritalarda, kırmızı renkle ifade edilen HH sınıfında yer alan alt bölgeler, Türkiye ortalamasının üzerinde boşanma oranına sahip olan alt bölgelerin, aynı şekilde Türkiye ortalamasının üzerinde boşanma oranına sahip olan komşu alt bölgeler ile ilişkisini göstermektedir. Kırmızı renkle ifade edilen alt bölgelerin komşuluk ilişkilerinden etkilendikleri, yüksek gözlem değerleriyle kümelendikleri gözlemlenmektedir. Mavi ile gösterilen LL sınıfında ise, Türkiye ortalamasının altında boşanma oranına sahip alt bölgelerin, yine aynı şekilde Türkiye ortalamasının altında boşanma oranına sahip olan alt bölgeler ile ilişki içerisinde olduğu gösterilmektedir. Bu bölgelerin düşük gözlem değerleriyle kümelendiği gözlemlenmektedir. Açık mavi ile gösterilen LH sınıfında ise, Türkiye ortalamasının altında boşanma oranına sahip alt bölgelerin, Türkiye ortalamasının üzerinde boşanma oranına sahip olan alt bölgeler ile ilişkisi gösterilmektedir. Tekirdağ, Edirne, Kırklareli, Balıkesir ve Çanakkale illerinin yer aldığı alt bölgelerde, 2008 ve 2014 yıllarında boşanma oranları ortalamadan daha düşük bir değere sahiptir; fakat bu alt bölgeler yüksek derecede boşanma oranına sahip alt bölgeler ile çevrilidir. 2014 yılı için LISA testi haritası, 2008 yılı haritası ile karşılaştırıldığında TR22(Balıkesir, Çanakkale) alt bölgesinin ise anlamlıdan anlamsız dönüşüğü görülmektedir. 2019 yılı boşanma oranlarının LISA testi haritasında, 2008 ve 2014 yıllarına ilişkin LISA testi haritaları ile kıyaslama yapıldığında HH ve LL ile sınıflandırılan alt bölgelerde artış

olduğu gözlemlenmektedir. Bu sonuç düşük veya yüksek boşanma oranlarına sahip olan alt bölgelerin kendi gibi olan komşu alt bölgelerle etkileşiminin yaygınlaştığını göstermektedir.

Daha sonra her üç yıl için mekânsal SAR ve SEM modelleri tahmin edilmiştir. Model tahmin sonuçları Tablo 2’de 2008, 2014 ve 2019 yılları için toplu olarak gösterilmektedir.

**Tablo 2. Yıllara Göre Model Tahmin Sonuçları**

Değişkenler	2008			2014			2019		
	EKK	SAR	SEM	EKK	SAR	SEM	EKK	SAR	SEM
C	6,073*** (0,0000)	3,258*** (0,0001)	0,074*** (0,0000)	-0,040 (0,9697)	4,709 (0,1065)	5,138*** (0,0000)	-5,879** (0,0206)	6,364*** (0,0000)	5,885*** (0,0000)
ln(KBH)	0,949*** (0,0000)	0,915*** (0,0000)	0,958*** (0,0000)	1,106*** (0,0000)	1,006*** (0,0000)	1,027*** (0,0000)	1,707*** (0,0000)	0,758*** (0,0000)	0,692*** (0,0000)
ln(OHHB)	0,184 (0,1287)	0,356*** (0,0000)	0,1907** (0,0408)	0,779*** (0,0051)	0,616*** (0,0000)	0,585*** (0,0000)	1,344 (0,1297)	0,843*** (0,0023)	0,777*** (0,0000)
ln(KİO)	-0,098*** (0,0000)	-0,127*** (0,0000)	-0,096*** (0,0000)	-0,040 (0,3964)	0,0361** (0,0119)	0,031** (0,0225)	0,005*** (0,0001)	0,781*** (0,0000)	0,814*** (0,0000)
ln(KİHO)	-1,109*** (0,0000)	-0,956*** (0,0000)	-1,116*** (0,0000)	0,469*** (0,0018)	0,992*** (0,0000)	1,007*** (0,0000)	-0,979 (0,6839)	4,184*** (0,0000)	4,504*** (0,0000)
ln(KİKO)	1,068*** (0,0000)	0,895*** (0,0000)	1,072*** (0,0000)	-0,394*** (0,0070)	-1,026*** (0,0000)	-1,050*** (0,0000)	1,401 (0,5786)	-4,79*** (0,0000)	-5,013*** (0,0000)
ln(YVFMK)	-0,053 (0,2985)	0,124** (0,0396)	-0,056 (0,1858)	0,418*** (0,0030)	0,142*** (0,0037)	0,135*** (0,0007)	0,918* (0,0900)	0,462** (0,0158)	0,296** (0,0227)
ln(OYBKO)	-0,030 (0,5255)	-0,132** (0,0191)	-0,022 (0,5463)	0,0824 (0,2630)	-0,028 (0,3258)	-0,039** (0,0404)	0,711*** (0,0001)	-0,210** (0,0231)	-0,207*** (0,0000)
W_KBS		0,1042*** (0,0000)			0,0302 (0,1065)			-0,0663 (0,3534)	
λ			-0,289 (0,2957)			-0,703*** (0,0037)			-0,933*** (0,0000)
R <sup>2</sup>	0,9991	0,9994	0,9991	0,9947	0,9993	0,9994	0,9450	0,9914	0,9956
Log likelihood	55,206	60,364	55,535	32,421	58,365	58,650	3,323	27,536	33,382
AIC	-94,413	-102,729	-95,070	-48,843	-98,731	-101,3	9,353	-37,073	-50,764
SC	-84,348	-91,4062	-85,005	-38,778	-87,762	-91,549	19,418	-25,750	-40,699
Likelihood Ratio Test		10,31*** (0,0013)	0,656 (0,4176)		2,403 (0,1211)	2,971* (0,0847)		0,788 (0,3746)	12,47*** (0,0004)
Moran I	0,3508* (0,0725)			1,991** (0,0464)			2,008** (0,0445)		
LM		8,529*** (0,0034)	0,3291 (0,5662)		8,277*** (0,0040)	6,205** (0,0127)		10,02*** (0,0015)	8,870*** (0,0029)
RLM		9,136*** (0,0025)	0,935 (0,3334)		10,96*** (0,0009)	8,896*** (0,0028)		1,330 (0,2487)	0,179* (0,0672)
Birleşik LM	9,465*** (0,0088)			17,174*** (0,0001)			10,20*** (0,0061)		

**Not:** \*, \*\*, \*\*\* sırası ile %10, %5 ve % 1 anlamlılık düzeyini temsil etmektedir. Parantez içindekiler, olasılık değerlerini göstermektedir. Oransal değişkenlerin elde edilmesinde kullanılan payda değerleri birbirinden farklı olduğu için, yorumlarda standardizasyonu sağlamak adına tüm değişkenlere logaritmik dönüşüm uygulanmış ve yorumlar buna göre düzenlenmiştir (Keene, 1995; Liermann vd., 2004; Bland vd.,2013).

Tablo 2’de 2008, 2014 ve 2019 yılları için regresyon tahmin sonuçları verilmiştir. Hangi mekânsal modelin uygun olduğunu belirlemek için karar verme sürecinin ilk aşamasında, veriler arasında mekânsal ardışık bağımlılığın varlığını öğrenmek için Moran I istatistiği incelenmiştir. Moran I istatistiği her üç yıl için de istatistiksel olarak anlamlıdır. Modelde mekânsal otokorelasyonun varlığının tespitinden sonra, bölgeler arası karşılıklı etkileşimin belirlenmesi amacıyla mekânsal gecikme (SAR) ve mekânsal hata (SEM) modelleri tahminlenmiştir. Mekânsal etki belirleme test sonuçları, 2008 yılı için mekânsal hatayı ifade eden LM-mekânsal

hata modelinin anlamlı olmadığını göstermekte, hata terimleri arasında mekânsal ilişkinin varlığı reddedilmektedir. Bu durumda karar aşamasının sonucunda analize uygun olan modelin, gecikme uzunluğu testleri ile birlikte değerlendirildiğinde 2008 yılı için mekânsal gecikme modeli olduğu sonucuna ulaşılmıştır. 2014 ve 2019 yılları için ise Mekânsal gecikme (SAR) ve mekânsal hata (SEM) modelleri tahmin sonuçları incelendiğinde, hem LM-mekânsal gecikme değeri hem de LM-mekânsal hata değeri istatistiki açıdan anlamlı bulunmuştur. Bunun sonucunda model seçimine karar vermek amacı ile Robust LM-mekânsal gecikme ve Robust LM-mekânsal hata test sonuçları incelenmiştir. Bu değerlerin, gecikme uzunluğu testleri ile birlikte değerlendirilmesi sonucu 2014 ve 2019 yılları için uygun modellerin mekânsal hata modeli olduğu gözlemlenmiştir. Ayrıca bu yıllar için Mekansal hata otokorelasyon katsayısı  $\lambda$ 'nın tahmin edilen katsayısı %1 anlamlılık düzeyinde istatistiksel olarak anlamlıdır. Mekansal bağlılığın göstergesi olan  $W_K BS$  değişkenine ilişkin katsayı ise, yalnızca 2008 yılı için istatistiksel olarak anlamlıdır. Bu katsayının anlamlı olması, kaba boşanma hızı, ortalama hane halkı büyüklüğü, kadın işsiz oranı, kadın istihdam oranı, kadın işgücüne katılım oranı, yüksekokul veya fakülte mezunu kadın oranı ve okuma yazma bilmeyen kadın oranının, 2008 yılı için burada ifade edilen değişkenlerin dışında, komşu bölgelerin boşanma sayılarından da etkilendiğini göstermektedir.

Tahmin edilen modeller 2008, 2014 ve 2019 yılları için, beklendiği üzere Türkiye'de kaba boşanma hızı ve ortalama hanehalkı büyüklüğünün, boşanma sayıları üzerinde pozitif ve istatistiksel olarak anlamlı bir etkiye sahip olduğunu göstermektedir. Diğer yandan yüksekokul veya fakülte mezunu kadın oranı boşanma sayıları üzerinde pozitif ve istatistiksel olarak anlamlı bir etki yaratırken, okuma yazma bilmeyen kadın oranının boşanma sayıları üzerindeki etkisi negatif ve istatistiksel olarak anlamlıdır. Fakat özellikle işgücü değişkenlerinde 2008 yılı sonuçları ile 2014 ve 2019 yılı sonuçları arasında farklılıklar vardır. 2008 yılı tahmin sonuçlarına göre, kadın işsizlik ve istihdam oranının boşanma sayıları üzerinde negatif ve istatistiksel olarak anlamlı bir etki yarattığı görülmektedir. Ancak söz konusu etkiler, 2014 ve 2019 yıllarında pozitifdir. Benzer şekilde kadın işgücüne katılım oranı ise 2008 yılında, boşanma sayıları üzerinde pozitif ve anlamlı bir etki yaratırken, 2014 ve 2019 yıllarında bu etkinin negatif ve istatistiksel olarak anlamlı olduğu gözlemlenmiştir.

### Sonuç ve Değerlendirme

Boşanma olgusu, nedenleri bakımından incelenmek istendiğinde, ortaya çıkan tablonun oldukça karmaşık bir yapıda olduğu görülmektedir. Akademik çalışmalarda bu nedenler, özellikle sosyoekonomik faktörlerle ilişkilendirilse de, eşlerin beklentileri, istekleri, karakterleri ve psikolojik durumlar da boşanmayı etkileyen ancak görülmeyen faktörler olarak yer almaktadır. Diğer yandan boşanmayı inceleyen bu tür çalışmaların artması boşanmayı, nedenleri incelenerek ortadan kaldırılması gereken bir olgu gibi gösterebilmektedir. Ancak boşanma da en az aile kurma kadar, toplumda sağlıklı bireylerin varlığı için gerekli olan bir olgudur. Bu noktada Peterson (1989) boşanmanın özellikle ortak çocukların varlığında ilişkiyi bitirmeyip, farklı forma dönüştüren bir eylem olduğu ve boşanan kişilerin homojen bir grupmuş gibi ele alınmasından çok, bireylerin bu deneyimi nasıl yaşadığının ele alınması gerektiğini savunmaktadır. Günümüzde toplum ve aile yapısında, özellikle de kadınların bu kurumlar içindeki yerinde yaşanan değişiklikler ile boşanma konusunun, kadınların sosyoekonomik statülerindeki değişim bağlamında ele alınmasını gerekli kılmaktadır. Diğer yandan bu sosyoekonomik değişkenlerde ülkeler ve bölgeler özelinde var olan farklılıklar konuyu, bu farklılıkları ortaya koyabilme avantajına sahip olan mekânsal ekonometrik modellerle incelemeye uygun hale getirmektedir.

Çalışmada kadınların sosyoekonomik durumlarının boşanma üzerindeki etkileri araştırılırken öncelikle Türkiye'de 2008, 2014 ve 2019 yılları için boşanma oranlarının bölgesel haritaları oluşturulmuştur. Her üç yıl için de boşanma oranlarının ülkenin doğusundan batısında gidildikçe önemli ölçüde arttığı, buna ek olarak boşanma oranlarının genel seviyesinin de sürekli arttığı gözlemlenmiştir. Bu durum özellikle dünyada 50'li, Türkiye'de ise 80'li yıllarda yapılan düzenlemelerle boşanmalara ilişkin bürokratik işlemlerin hızlandırılması ve boşanma davalarını kolaylaştıran ilgili kanunlarda yapılan düzenlemelerin bir sonucu olarak karşımıza çıkmaktadır.

Diğer taraftan boşanma oranlarının Türkiye'deki dağılımına ilişkin çalışmanın bize sunduğu başka bir önemli bilgi de boşanma oranlarının bölgeler arası farklılaşmaları üzerinedir. Ülkenin tüm bölgelerinde, yıllar içerisinde boşanmanın doğası gereği oranlarda düzenli bir artış yaşanmasına rağmen, özellikle doğu bölgelerinde batı bölgelerine kıyasla bu oranlar sürekli düşük seyretmekte ve bu durum önemli bir mekânsal farklılaşmayı ortaya koymaktadır.

Analizin devamında elde edilen LISA testi haritaları, bu farklılaşmaların tekil olarak alt bölgelerde değil, birbirine komşu olan alt bölgelerde ortaya çıktığını ve bu komşu alt bölgelerin boşanma oranlarını etkileyen faktörlerin mekânsal etkileşim içerisinde olduğunu ortaya koymaktadır. Bu durumun başlıca nedenleri, Türkiye'de söz konusu olan bölgelerarası kültür farkları, toplumun kadına bakışı arasındaki farklar, kadınların istihdam olanakları ve işgücüne katılım oranları arasındaki farklar, kadınların eğitim olanakları ve kadın eğitime bakış açısı arasındaki farklar ve bu değişkenlere bağlı olarak ortaya çıkan aile yapısındaki farklılaşmalar olarak görülmektedir.

Tahmin edilen mekânsal SAR ve SEM modelleri sonucunda, her üç yılda da Türkiye'de boşanma oranları ile kaba boşanma hızı beklendiği gibi pozitif ve anlamlı bir ilişki ortaya çıkmıştır. Bunun temel nedeni kaba boşanma hızının tanımı gereği, boşanan erkek ve kadın sayısı ile hesaplanmasıdır.

Her üç modelde de ortalama hane halkı büyüklüğü boşanma oranlarını arttıran bir etken olarak karşımıza çıkmaktadır. Bu durum Trent ve South (1989)’un çalışmalarında belirtildiği üzere, özellikle doğu toplumlarında yer alan ataerkil ve geniş aile yapısının ortaya çıkardığı aile düzeninin Türkiye’de de boşanmayı arttırıcı bir neden olduğunu ortaya koymaktadır. Diğer yandan bu sonuç, geleneksel geniş aile yapısının hâkim olduğu bölgelerde, gelenek, inanç, düşük eğitim düzeyi ve maddi imkânsızlıklar gibi faktörlerin boşanma kararı almanın önünde engel teşkil edebileceği görüşünü destekler niteliktedir.

Kadınların sosyoekonomik durumuna ilişkin, modellerde bağımsız değişken olarak yer alan değişkenlerde de literatürde sözü edilen teorilerle örtüşen sonuçlar gözlemlenmiştir. Bunların en göze çarpanı özellikle kadının eğitimi ile ilgili olan yüksekokul veya fakülte mezunu kadın oranı ve okuma yazma bilmeyen kadın oranı değişkenlerinde ortaya çıkan zıt yönlü durumdur. Yüksekokul ve fakülte mezunu kadın oranının artması her üç yıl için de boşanma oranını arttıran bir etki göstermekte iken, okuma yazma bilmeyen sayısının artması boşanma oranını azaltıcı etkiye sahiptir. Elde edilen sonuç Jalovaara (2003)’nın çalışmasını destekler niteliktedir. Buna göre, kadınların eğitim düzeylerindeki artışın kadınların ekonomik özgürlüğünü arttırması ve elde ettikleri daha yüksek kazancın mutsuz olan evlilikleri bitirme noktasında güdüleyici olduğunu ortaya koyan Bağımsızlık hipotezi (Hobson, 1990; Ruggles, 1997), Türkiye için geçerli olmaktadır. Diğer yandan da, Jalovaara (2003)’nın çalışmasının bulgularına benzer olarak, düşük düzeyde eğitim alan kadınların boşanma oranlarının, içinde buldukları sosyoekonomik koşullardan dolayı daha düşük olduğu görülmüştür.

Kadınların ekonomik koşulları ile boşanma oranları arasındaki ilişkiyi ortaya koymak amacı ile modellerde yer alan kadın işsizlik oranı, kadın istihdam oranı ve kadın işgücüne katılım oranı değişkenleri ise, 2014 ve 2019 yılları için 2008 yılından farklı sonuç vermiştir. Burada Türkiye için bu değişkenlerin boşanma oranları ile olan ilişkisinin üzerinde 2008 yılı sonrasında farklı değişkenlerin etkisi olduğu düşünülmektedir. 2008 yılında kadın işsizlik oranı ve istihdam oranının artması boşanma oranını azaltıcı etki gösterirken, işgücüne katılımın artması ise boşanma oranlarını arttırmaktadır. Bu sonuç kadın istihdam oranı değişkeninin boşanma oranı üzerindeki etkisi dışında, kadınların ekonomik koşullarındaki düşüşün, mutsuz evlilikleri sürdürmeleri için baskı yarattığı ve istihdama katılmasının sağladığı refah artışının da aynı şekilde bu evlilikleri bitirme için cesaret verici olduğunu belirten görüşlerle uyum sağlamaktadır. Ancak 2014 ve 2019 yılları için söz konusu ilişki tersine dönmüş, işsizlik ve istihdam oranlarının artması boşanma oranlarını arttırırken, işgücüne katılım oranının artması boşanma oranını düşürücü etki göstermiştir. Bu noktada ilgili yıllarda yaşanan işsizlik oranı artışının kadın eğitiminden bağımsız olarak ortaya çıktığı düşünülebilir. Bu noktada yaşanan düşüşün üzerinde etkisi olan değişkenler gelecek çalışmalarda ele alınırsa, boşanma oranları üzerindeki etkisine dair daha detaylı yorumlar yapılabilecektir. Diğer yandan işgücüne katılım oranlarının artmasının da boşanmaları düşürücü etki göstermesi, işgücüne katılımdaki artışın kadın eğitimi ve yapabileceği işin niteliğinden bağımsız olarak gerçekleştiğini düşündürmektedir. Ortaya çıkan bu sonucun bir başka nedeni de, literatürde bazı çalışmalarda (Finnäs, 1997; Jalovaara 2001) belirtildiği gibi, eğitim alan ve kariyer odaklı olarak işgücüne katılan kadınların evliliğini devam ettirme noktasında daha muhafazakar davrandığı görüşü de geçerli olabilir. Burada 2008 yılından sonra Türkiye’de kadınların ekonomik koşullarını ortaya koyan bu değişkenlerdeki değişimin boşanma oranları üzerindeki etkisini değiştiren koşullar gelecek çalışmalarda incelenerek açıklığa kavuşturulabilir.

Özet olarak, Türkiye’de boşanma oranlarının yıllar içinde artan bir seyir izlemesine rağmen, ülkenin doğusunda batısına göre daha düşük olduğu ve yıllar içerisinde bu durumda değişiklik gerçekleşmediği görülmektedir. Bu durumun, eğitim, aile ve toplum yapısı, kadınlara sağlanan iş olanakları, kadınların istihdam içindeki oranı gibi pek çok farklı nedene bağlı olarak ortaya çıktığı görülmüştür. Türkiye’de bağımsızlık hipotezinin geçerli olması ve okuma-yazma bilmeyen, işsiz kadın oranlarının artmasının boşanma oranlarını arttırması diğer pek çok konu gibi boşanmanın da arkasında yatan en önemli etkenin maddi gerekçeler olduğunu ortaya koymaktadır. Bu noktada ideal olan, politika yapımcıların kadın eğitimi ve kadın istihdamını arttırırken eş zamanlı olarak boşanma oranlarını ideal seviyede tutmaya yönelik kararlar alabilmeleridir. Çalışma bu yönüyle Cafri ve Çukadar (2018) tarafından Türkiye için 2013 yılı verisi ile yapılan çalışmadan farklı olarak, 2008, 2014 ve 2019 yılları için farklı değişkenler kullanarak, boşanma olgusunun seyrini ortaya koyabilmekte ve özellikle 2014 ve 2019 yıllarında kadın istihdamı ve kadın işsizliğinin boşanmalar üzerindeki etkisinin değişimini ortaya koymaktadır.

Çalışma, kadınların sosyoekonomik statü göstergelerinin boşanma oranları üzerine etkilerini incelerken, İBBS Düzey-2’de elde edilebilecek verinin sınırlı olması nedeniyle kadın istihdamı, eğitimi ve kadınların işgücüne katılım oranı üzerinde yoğunlaşmaktadır. Eğitim değişkeninin farklı düzeylerde ele alınması ve işgücüne katılım oranının meslek gruplarına göre dağılımı gibi değişken sayısı arttırılarak kurulan modeller ise, örneklem sayısındaki azalma nedeni ile bazı yıllar için kurulan modelleri anlamsız hale getirmektedir. Bu nedenle bu veriler literatürde kabul gören en genel halleri ile modellere dahil edilmiştir. Diğer bir deyişle çalışma, ele aldığı değişkenler bakımından, kadınların eğitim seviyesinin değişmesi ile birlikte işgücü piyasalarında değişen rollerinin boşanmalar üzerindeki etkisine odaklanmaktadır. Çalışmanın bir diğer sınırlılığı ise, sosyo ekonomik grupların değişken yapıda olmasıdır. Bu durum tahmin edilen modellerde kadınlar için örneğin; eğitim seviyesine uygun nitelikte bir işte çalışıldığı, eğitim seviyesine uygun bir gelir elde edildiği, gelir seviyesine uygun bir sosyal hayat yaşadığı varsayımlarının, gerçekte her zaman geçerli olamamasına neden olmaktadır. Diğer yandan boşanmanın sosyal bir olgu olduğu ve boşanmaya etki edebilecek tahmin edilemeyen farklı etkinlerin her zaman söz konusu olabileceği dikkate alınmalıdır.

Uzun vadede bölgesel veriye erişme imkanlarının artması ve daha çeşitli veriye ulaşılabilmesi, sosyoekonomik göstergelerin kap-



samı arttırılarak, konunun daha detaylı olarak incelenmesine olanak sağlayacaktır. Diğer yandan konu, gelecekte sosyo ekonomik gruplardaki söz konusu değişkenliği de yansıtacak farklı ampirik yöntemlerle yapılacak çalışmalarda daha detaylı olarak incelenmeye açıktır.

---

**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: A.Ö.; Veri Toplama: B.S.; Veri Analizi /Yorumlama: B.S., A.Ö.; Yazı Taslağı: A.Ö., B.S.; İçeriğin Eleştirel İncelemesi: A.Ö.; Son Onay ve Sorumluluk: A.Ö., B.S.

**Peer-review:** Externally peer-reviewed.

**Conflict of Interest:** The authors have 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: A.Ö.; Data Acquisition: B.S.; Data Analysis/Interpretation: B.S., A.Ö.; Drafting Manuscript: A.Ö., B.S.; Critical Revision of Manuscript: A.Ö.; Final Approval and Accountability: A.Ö., B.S.

---

#### Yazarların ORCID ID'leri / ORCID IDs of the authors

Ayça Özekin 0000-0002-0566-7168

Burcu Süküti 0000-0002-1169-8622

#### KAYNAKLAR / REFERENCES

- Anselin, L. (1988). *Spatial Econometrics: Methods and Models*. Dordrecht, Netherlands: Kluwer Publishers.
- Anselin, L. (1992). *Spatial Data Analysis With GIS: An Introduction to Application In The Social Sciences*. National Center for Geographic Information and Analysis Technical Report 92-10. Santa Barbara, U.S.A.
- Anselin, L. (1995). Local Indicators of Spatial Association - LISA. *Geographical Analysis*, 27(2), 93-115.
- Anselin, L. (2001). Spatial Econometrics. İçinde B. Baltagi (Ed.), *A Companion to Theoretical Econometrics* (ss. 310-330). Oxford: Blackwell Publishing.
- Bayer, A. (2013). Değişen toplumsal yapıda aile. *Şırnak Üniversitesi İlahiyat Fakültesi Dergisi*, 4(8), 101-129.
- Başkaya, Z. ve Ünal, A. (2017). Türkiye'de evlenme ve boşanma oranlarının iller düzeyinde zamansal değişimi (2001-2015). *Uluslararası Sosyal Araştırmalar Dergisi*, 10(53), 338-358. <https://doi.org/10.17719/jisr.20175334124>
- Bland, J. M., Altman, D. G., & Rohlfs, F. J. (2013). In defence of logarithmic transformations. *Statistics in Medicine*, 32(21), 3766-3768.
- Cafri, R. ve Ozdemir Cukadar, P. (2018). Boşanmanın SosyoEkonomik Nedenleri Üzerine Mekansal Ekonometrik Bir İnceleme. *Uluslararası İktisadi ve İdari İncelemeler Dergisi*, 5-9. <https://doi.org/10.18092/ulikidince.445600>
- Can, İ. (2013). Tarih Toplum ve Kültür Bağlamında Aile ve Kadın. İçinde M. Aydın (Ed.) *Sistemik Aile Sosyolojisi*, ss.215-248. Konya: Çizgi Kitabevi.
- Can, Y. ve Aksu, N. B. (2016). Boşanma sürecinde ve sonrasında kadın. *Elektronik Sosyal Bilimler Dergisi*, 15(58), 888-902. doi:10.17755/esosder.258824.
- Finnäs, F. (1997). Social Integration, heterogeneity, and divorce: the case of the swedish-speaking population in Finland. *Acta Sociologica*, 40(3), 263-277. <https://doi.org/10.1177/000169939704000303>.
- Fischer, M. M. & Wang, J. (2011). *Spatial Data Analysis: Models, Methods and Techniques*. Springer Science & Business Media.
- Giddens, A. (2012). *Sosyoloji*. İstanbul: Kırmızı Yayınları (1.Basım).
- Goli, A. & Zahed, S.S. (2014). Spatial differences of socio-economic indices among divorce population of fars province. *Journal of Iranian Social Studies*, 8(4), 113-133.
- Guttentag, M. & Secord, P. F. (1983). *Too Many Women: The Sex Ratio Question*. Beverly Hills, CA: Sage Publications, Incorporated.
- Hallaç, S. ve Öz, F. (2014). Aile kavramına kuramsal bir bakış. *Psikiyatride Güncel Yaklaşımlar*, 6(2), 142-153. <https://doi.org/10.5455/cap.20130625102321>.
- Hobson, B. (1990). No exit, no voice: women's economic dependency and the welfare state. *Acta Sociologica*, 33(3), 235-250. <https://doi.org/10.1177/000169939003300305>.
- Jalovaara, M. (2001). Socio-economic status and divorce in first marriages in Finland 1991-1993. *Population Studies*, 55(2), 119-133. <https://doi.org/10.1080/00324720127685>.
- Jalovaara, M. (2002). Socioeconomic Differentials in divorce risk by duration of marriage. *Demographic Research*, 16(7), 537-564. <https://www.jstor.org/stable/26348072>.

- Jalovaara, M. (2003). The joint effects of marriage partners’ socioeconomic positions on the risk of divorce. *Demography*, 40(1), 67-81. <https://doi.org/10.1353/dem.2003.0004>.
- Keene, O. N. (1995). The log transformation is special. *Statistics in Medicine*, 14(1), 811-819.
- Liermann, M., Steel, A., Rosing, M. & Guttorp, P. (2004). Random denominators and the analysis of ratio data. *Environmental and Ecological Statistics*, 11(1), 55-71.
- Peterson, R.R. (1989) *Women, Work and Divorce*. U.S.A.:Sunny Press.
- Poortman, A. (2005). Women’s work and divorce: a matter of anticipation? a research note. *European Sociological Review*, 21(3), 301-309. <https://doi.org/10.1093/esr/jci019>.
- Ruggles, S. (1997). The rise of divorce and separation in the United States, 1880–1990. *Demography*, 34(4), 455-466. <https://doi.org/10.2307/3038300>.
- Sander, W. (1985). Women, Work, and Divorce. *The American Economic Review*, 75(3), 519-523. <https://www.jstor.org/stable/1814817>.
- Sayın, Ö. (1990). *Aile Sosyolojisi*. İzmir: Ege Üniversitesi Edebiyat Fakültesi Yayınları, 57.
- Shawky, M., Saleh, E. & Al-Awadhi, T. (2020). The Effects of Sociodemographic Characteristics on Divorce Rates in Oman: Spatial Modeling of Marital Separations, *The Professional Geographer*, 72(3), 332-347. <https://doi.org/10.1080/00330124.2020.1730196>.
- Spitze, G. (1988). Women’s employment and family relations: a review. *Journal of Marriage and the Family*, 50(3), 595-618. <https://www.jstor.org/stable/352633>.
- Sucu, İ. (2007). *Boşanmış Kadınların Boşanma Nedenleri ve Boşanma Sonrası Toplumsal Kabülleri (Sakarya İli Örneği)*(Yükseklisans Tezi, Sakarya Üniversitesi).
- TC. Aile, Çalışma ve Sosyal Güvenlik Bakanlığı. (2016). *Türk Aile Yapısı Araştırma Raporu*. <https://www.ailevecalisma.gov.tr/media/35811/taya-2016.pdf> adresinden 19.08.2021 tarihinde erişilmiştir.
- Telatar, O.M. (2020). The relationship between women’s employment and divorce: an empirical analysis on Turkey. *International Journal of Economics and Innovation*, 6(1), 143-155.
- Tobler W.R. (1979). Cellular Geography. İçinde S. Gale, G. Olsson (Ed.) *Philosophy in Geography*, ss.379–386. Dordrecht, Hollanda: Reidel Publishing Company.
- Trent, K. & South, S. J. (1989). Structural determinants of the divorce rate: a cross-societal analysis. *Journal of Marriage and Family*, 51(2), 391-404. <https://www.jstor.org/stable/352502>.
- TÜİK, (2020). *Evlenme ve Boşanma İstatistikleri 2020*. <https://data.tuik.gov.tr/Bulten/Index?p=Evlenme-ve-Boşanma-İstatistikleri-2020-37211> adresinden 15.08.2021 tarihinde erişilmiştir.
- Üçler, G. ve Kızılkaya, O. (2014). Kadın istihdamının boşanma ve doğurganlık üzerine etkileri: türkiye üzerine bölgesel panel veri analizi. *Akademik Sosyal Araştırmalar Dergisi*, 2(2), 28–43.
- Uğur, S. B. (2014). Boşanma sürecinin akademisyen kadınlar üzerine etkileri. *Akdeniz İnsani Bilimler Dergisi* 4(2), 293-326. doi:10.13114/MJH.201428447.
- White, L. K. (1990). Determinants of divorce: a review of research in the eighties. *Journal of Marriage and Family*, 52(4), 904-912. <https://www.jstor.org/stable/353309>.
- Yerdelen Tatoğlu, F.(2022). Mekansal Ekonometri Stata Uygulamalı.İstanbul: Beta Yayıncılık. Yıldırım, N. (2004). Türkiye’de boşanma ve sebepleri. *Bilgi*, 28, 59–81.
- Zeren, F.(2010). Mekansal etkileşim analizi. *İstanbul Üniversitesi İktisat Fakültesi Ekonometri ve İstatistik Dergisi*(12), 18-39.

#### Atıf Biçimi / How Cite This Article

Özekin, A., & Sukuti, B. (2023). Türkiye’de kadınların sosyoekonomik statülerinin boşanma oranlarına etkilerinin mekânsal analizi. *Sosyal Siyaset Konferansları Dergisi*, 83, 27-41. <https://doi.org/10.26650/jspc.2023.84.1125899>