



Article Info/Makale Bilgisi

vReceived/Geliş:15.05.2022 vAccepted/Kabul:07.08.2022

DOI:10.30794/pausbed.1116990

Research Article/Araştırma Makalesi

Selim, S. ve Ok, B. N. (2023). "Türkiye'de Eğitimde Toplumsal Cinsiyet Eşitsizliği ve Mekânsal Etkileşim: İl Düzeyinde Bir Analiz", *Pamukkale Sosyal Bilimler Enstitüsü Dergisi*, Sayı 54, Denizli, ss. 367-389.

TÜRKİYE'DE EĞİTİMDE TOPLUMSAL CİNSİYET EŞİTSİZLİĞİ VE MEKÂNSAL ETKİLEŞİM: İL DÜZEYİNDE BİR ANALİZ*

Sibel SELİM**, Beyza Nur OK***

Öz

Bu çalışmanın amacı, toplumsal cinsiyet olgusu temelinde, Türkiye'de 81 il bazında kadın ve erkeklerin ortaöğretimde okullaşma, lise ve üniversite mezunu oranının sosyo-ekonomik göstergeler arasındaki ilişkisini mekânsal ekonometrik analiz ile incelemektir. Bu amaçla toplumsal cinsiyet olgusu ve iller arasındaki etkileşim daha iyi ortaya konacaktır. Özellikle eğitimin bir ülkenin kalkınmasındaki önemi de dikkate alındığında yerel düzeyde politikaların üretilmesi açısından bu çalışma önem arz etmektedir. Çalışmadan elde edilen bulgulara göre, illere ait kadın ve erkeklerin eğitim düzeyinin birbirine yakın olan yerlerde benzer değerler alması illerin birbirinden etkilendiğini göstermiştir. Türkiye'de il bazında kadınların ortaokullaşma ve lise mezunu oranında, erkeklerin lise mezunu ve üniversitede mezunu oranında pozitif yönde mekânsal otokorelasyon elde edilirken; üniversite mezunu olan kadınların oranı ile erkeklerin ortaokullaşma oranında iller arasında mekânsal ilişki bulunamamıştır. Ayrıca elde edilen modellerde kadın ve erkeklerin eğitimleri üzerinde en önemli faktörlerin Gini katsayıları, kadın ve erkeğin ilk evlenme yaşları, hanehalkı büyülüğu ve çocuk nüfus oranı olduğu ortaya çıkmıştır.

Anahtar Kelimeler: *Eğitim, Toplumsal Cinsiyet Eşitsizliği, Mekânsal Ekonometri, Sosyo-Ekonominik Faktörler, Türkiye*

GENDER INEQUALITY IN EDUCATION AND SPATIAL INTERACTION IN TÜRKİYE: A PROVINCIAL ANALYSIS

Abstract

The aim of this study is to examine the relationship between the ratio of women and men in secondary education, high school and university and socio-economic indicators for 81 provinces in Turkey, on the basis of gender phenomena with spatial econometric analysis. For this purpose, the phenomenon of gender and the interaction between provinces will be better revealed, and this study is important in terms of producing policies at the local level, especially considering the importance of education in the development of a country. According to the findings obtained from the study, the fact that the education level of men and women belonging to the provinces was similar in places close to each other showed that the provinces were affected by each other. While a positive spatial autocorrelation is obtained in the ratio of secondary school and high school graduates of women and high school graduates and university graduates of men on a provincial basis in Turkey, there was no spatial relationship between the provinces in the ratio of women who graduated from university and the rate of men's secondary schooling. In addition, it has been revealed that the most important factors on the education of women and men in the models obtained are the Gini coefficient, age at first marriage of women and men, household size and child population ratio.

Keywords: *Education, Gender Inequality, Spatial Econometrics, Socio-Economic Factors, Türkiye.*

*Bu çalışma, Beyza Nur Ok'un "Türkiye'de Eğitimde Toplumsal Cinsiyet Eşitsizliği: Bir Mekânsal Ekonometrik Analiz" başlıklı yüksek lisans tezinden türetilmiştir.

** Prof. Dr., Manisa Celal Bayar Üniversitesi, İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi, Ekonometri Bölümü, MANİSA.

e-posta: sibel.selim@cbu.edu.tr, (<https://orcid.org/0000-0002-8464-588X>)

*** Manisa Celal Bayar Üniversitesi, Sosyal Bilimler Enstitüsü, MANİSA.

e-posta: beyza-dere@hotmail.com, (<https://orcid.org/0000-0001-5384-2402>)

1. GİRİŞ

Toplumsal cinsiyet, bireylerin, toplumda etkin bir rol alması, toplumla uyum içinde yaşayabilmesi, haklarını bilmesi ve kullanabilmesi ile yakından ilişkilidir. Cinsiyete dayalı iş bölümü, kadınlarla erkekleri farklılaştmakla kalmaz, aynı zamanda toplumsal kaynaklara erişimlerini de etkiler ve eşitsiz kılar (Özaydınlik, 2014). Toplum, bireylerin hayat standartlarından kopmadan kendi rollerini oynamalarını bekler (Pehlivani, 2016: 500). Gelişen ve değişen toplum ile birlikte cinsiyet rolleri de değişerek ilerlemektedir. Cinsiyet rollerinin neler olduğu konusunda çokça araştırma mevcut olduğu gibi hala günümüzde devam eden çalışmalar mevcuttur. Bu konunun başlıca sebebi toplumsal cinsiyet unsurunu besleyip büyütlenen çevre unsurlarıdır (Vatandaş, 2007: 36). Toplumsal cinsiyet; konum, toplum yapısı, kültür seviyesi, inancı, bulunduğu zaman dilimi ve toplumdan topluma kültürün karakterine göre yeniden biçimlenir ve ilk benimsenen rolleri geliştirir ve değiştirir (Ökten, 2009: 303). Toplumsal cinsiyet açısından rol, "kadın" ve "erkek" olarak bireyin cinsiyet olgusu etrafında benimsediği bazı rolleri içermektedir. Bireyler bu roller etrafında hareket ederek toplumun onlardan beklenenlerini karşılamaya çalışarak bir hayat sürdürmektedir (Akkaş, 2019: 101). Her ülkede toplumsal cinsiyet anlayışının birebir aynı olması mümkün değildir. Ülkenin bulunduğu konum, toplumun yaşayış şeklini etkilemektedir (Yüksel, 1999: 70). Toplumun ortak düşünce yapısı birçok olay örgüsünü etkileyerek kadınların veya erkeklerin yaşıtlarını önemli düzeyde etkilemeyece ve çevreden görülen, öğrenilen davranışları ile hareket eden birey bu durumu normalleştirerek öğrenilmiş cinsiyet davranışlarını sergilemeye başlamaktadır. Günümüzde bu roller az da olsa değiştmeye başlasa da bazı toplumsal cinsiyetçi kalıplar modernleşerek günümüzde halen devam etmektedir (Bhasin, 2003: 11). Cinsiyet farklılıklarının genel görüntüsü, kadınların ve erkeklerin kendi benliklerini bulmak adına kullandıkları stratejiler ile ortamdan ortaya farklılık göstermektedir (Lawton, 2001: 322).

Toplumsal cinsiyet eşitsizliği, Türkiye'de pek çok alanla birlikte eğitimde kendini göstermektedir. Eğitim, bireylerin diğer haklarını bilmesi ve kullanması açısından son derece önemli olmakla beraber eğitim hakkına sahip olan birey toplumun gelişiminde de etkin rol oynamaktadır. Eğitim, her toplumda kalkınmayı olumlu yönde etkileyen baş etken olarak bilinmektedir. Üretimde kullanılan teknikleri, kişinin etkili bir şekilde uygulayabilmesi için eğitim en önemli adımdır. Öğrenmede ve insani açıdan gelişmede önemli bir yer alan eğitim, kadınların kendilerini daha kolay ifade edebilmesini, sosyal hayatı daha çok bulunabilmesini sağlamaktadır (Özpolat ve Yıldırım, 2009). 2010 Türkiye Binyıl Kalkınma Hedefleri Raporu'na göre (UNDP, 2012), Türkiye ilköğretim düzeyinde cinsiyet eşitsizliğinin ortadan kaldırılması hedefine ulaşmasına rağmen, orta öğretimde eğitime devam etmeyen kız çocukların oranının kayda değer olduğu vurgulanmaktadır. Ayrıca toplumun yetişmesinde en etkin rolü oynayacak olan annelerin eğitim hayatında kadın-erkek ayrimı yapılmadan eğitime katılmalarının sağlanması ile daha bilinçli ve sağlam temelleri olan bir toplum olunacağı savunulmaktadır. Türkiye'de toplumsal cinsiyet eşitsizliği; çalışma hayatı, sağlık ve karar mekanizmalarına katılım gibi yaşamın her alanında ciddi boyutlardadır. Bu eşitsizlik, yalnızca kadınları etkilemekle kalmamakta, aynı zamanda ülkenin demokratikleşmesinin ve kalkınmasının önünde de ciddi bir engel oluşturmaktadır (Özaydınlik, 2014).

Dünyanın her yerinde, bireyin kendini geliştirebilmesi, iş dünyasına uyum sağlayabilmesi ve toplumda kendini kanıtlayabilmesi küçük yaşılardan itibaren aldığı eğitim ile mümkün olmaktadır. Her ülkede refahı artırmak ve kalkınmayı sağlamak için düzenlemeler yapıldığı ve bunun da temelini bireyin yaşam döngüsündeki eğitimin oluşturduğu görülmektedir. Cinsiyete dayalı ayırmalar yapılmaksızın başlayan eğitim hayatında, zamanla öğrenilen toplumsal cinsiyet açısından ayırmalar bulunmaktadır. Kadın ve erkeğe dolaylı yoldan seçimlerini yönlendirme ile başlayan, kadın ve erkeğin sosyal yapı içindeki durumlarını etkileyen roller "toplumsal cinsiyet" olarak adlandırılmaktadır. Özaydınlik (2014), toplumsal eşitliğin sağlanması ile ekonominin düzeltmesinin üç ana başlığa bağlı olduğunu savunmuştur. Bunlardan biri, kadınların bilgiye erişim zorluklarının kaldırılması, diğer kadınların göreli statülerinin iyileştirilmesi ve son olarak kadınların politikada erkekler kadar aktif rol almalarını sağlamaktır. Kisacası kadınlar, toplumda erkekler kadar aktif rol aldıkları taktirde ülkenin gelişmesi son derece kaçınılmazdır.

Bu çalışmanın amacı, toplumsal cinsiyet olgusu temelinde, Türkiye'de kadın ve erkeklerin eğitim düzeyleri ile sosyo-ekonomik göstergeler arasındaki ilişkiyi mekânsal ekonometrik analiz ile incelemek ve cinsiyete göre eğitimdeki etkileşim farklılıklarını belirleyebilmektir. İllerde ait eğitim düzeyinin birbirine yakın olan yerlerde benzer değerler alması illerin birbirinden etkilenebileceğini göstermektedir. Mekânsal ekonometrinin teorik

düşüncesi Tobler (1979)'in "Her şey birbiri ile ilişkilidir; ancak yakın şeyler daha çok ilişkilidir" yasasından ileri gelmektedir. Buna göre coğrafi olarak birbirine yakın olan illerdeki bireylerin benzer eğitim düzeyinde olması beklenmektedir. Bu nedenle Türkiye'de il bazında kadın ve erkeklerin eğitimini etkileyen faktörler incelenirken mekânsal ekonometrik analiz yöntemi tercih edilmiştir.

Toplumsal cinsiyet faktörünün eğitim üzerindeki etkisinin büyük olduğu bilinmektedir. Literatürde daha çok toplumsal cinsiyetin işsizlik üzerindeki etkisini bölgesel veya ülke bazında incelemiş olan ve dolaylı olarak da eğitim üzerindeki etkisine değinen çalışmalar olduğu görülmektedir (bkz. Filiz, 2020; McCall, 1998; Çemrek ve Şeker, 2020; Berber ve Esen, 2008; Er, 2013; Yıldız, 2013; Akça ve Ela, 2012; Güçlü, 2017; Çatalbaş, 2015; Reilly ve Andrews, 2016).Çoğu sosyoloji ve eğitim alanında yapılmış nitel araştırmalar ise konuyu psikolojik ve sosyolojik açıdan incelemiştir (bkz. ÖzTÜRK, 2015; Pekel, 2019; Üstündağ, 2017; Özaydınlık, 2014). Bu bağlamda literatürdeki çalışmalarдан farklı olarak, bu çalışmada toplumsal cinsiyet olgusu temelinde kadın ve erkeklerin eğitim düzeylerindeki iller arasındaki etkileşim ve cinsiyete göre oluşan farklılıklar ile eğitimin bir ülkenin kalkınmasındaki önemi dikkate alındığında yerel düzeyde politikaların üretimi açısından bu çalışma önem arz etmektedir.

2. LİTERATÜR ARAŞTIRMASI

Anselin ve Bera (1998), mekânsal otokorelasyon ve genel olarak mekânsal istatistikler, ormancılık, jeoloji, toprak bilimi, tıbbi görüntüleme gibi fizik bilimlerinde yatay kesit verilerinin kullanılabilmesini belirtmiştir. 1970'lerin başında Belçikalı iktisatçı Jean Paelinck, tahmin ve spesifikasyon problemleriyle ilgilenen uygulamalı ekonometri alanını belirlemek için "mekânsal ekonometri" terimini üretmesinin ardından mekânsal otokorelasyonun neden olduğu problemler konusunda Anselin ve Bera (1998) konuyu detaylandırmışlardır. Kalnins (2003), mekânsal olarak dağılmış Franchise zincirlerinin ürünlerinin ve konumlarının ikame edilebilirlik derecesini değerlendirmek için hamburger fiyat verilerine mekânsal ekonometri uygulamıştır. Birinci olarak, zincirler arası fiyat farklılaşması varken, farklı zincirlerin komşu satış noktalarındaki hamburger fiyatlarının mekânsal olarak ilişkisiz olduğunu kanıtlayarak ürünlerinde komşuluk ilişkisi olmadığı sonucuna varmıştır. Bununla birlikte, aynı zincir içindeki ayrı Franchise sahiplerinin yakın satış noktaları arasında mekânsal fiyat korelasyonunu bularak müşterilerin bir zincirin yakın komşularına dayalı olduğunu öne sürmüştür.

Doğrul (2008), Türkiye İstatistik Kurumu 2003 yılı hanehalkı bütçe verilerini kullanılarak Lojistik regresyon ile Türkiye'de kentsel alanlarda kadın işgücüne katılımını etkileyen faktörleri incelemiştir. Araştırmada kadınlara ait sosyo-demografik özellikler ile aile yapıları incelenmiştir. Araştırma sonucunda eğitim düzeylerinin, ekonomik yapının, çocuk sayısının ve çocuk yaşının, kadınların işgücüne katılımını etkileyen en önemli faktörler olduğu ortaya çıkmıştır. Toplumda eğitim seviyesi yükseldikçe kadınların işgücüne katılma konusunda daha hevesli oldukları görülmüştür. Bu durumun aksine ailenin ekonomik durumu arttıkça işgücüne katılımın azlığı görülmüştür. Çalışmadan elde edilen diğer bulgularda kadınların anne olmaları, çalışma hayatına atılmalarını engellememekte, hatta hanede yer alan 7-18, 0-6 yaş aralığındaki çocukları olan kadınların işgücü piyasasında daha atılgan olduğu ispatlanmıştır.

Anselin (2010), çalışmasında son 30 yılda mekânsal ekonometri alanının gelişimi hakkında kişisel bir görüş sunmuştur ve mekânsal ekonometride üç sorun olduğunu vurgulamıştır. Bu sorunlar arasında birincisinin, modele dahil olan mekânsal korelasyonun üzerinde durulması olduğunu, ikincisinin istemsiz karşılaşabilecek veri kayiplarının en az seviyeye indirilmesi olduğunu ve son olarak da üçüncüsünün artan veri kümelerinin dijital ortamda kullanılmasının hatasız aktarılması olduğunu ifade etmiştir.

Günay ve Bener (2011), yaptıkları araştırmada kadınların toplumsal cinsiyet rolleri çerçevesinde aile içi yaşam biçimlerini araştırmış ve 575 evli kadın ile kadınların yaş, eğitim durumu ve çalışma durumunun ailenin gelir düzeyi ile arasında farklılık olup olmadığını araştırmışlardır. Araştırmada kadınların aile içi yaşamı, toplumsal cinsiyet rolleri çerçevesinde değerlendirdikleri sonucuna varılmış, ayrıca kadınların bu durumda yaşı, eğitim düzeyi, aylık geliri ve çalışma durumu gibi düzeyleri açısından da farklı olmadığı anlaşılmıştır. Kızılçöl (2012), çalışmasında 'Logit Model' kullanarak 2002-2008 döneminde Türkiye genelinde, kentsel ve kırsal alanlarda yaşayan evli ve bekar kadınların işgücüne katılımını etkileyen unsurları belirleyerek kadınların çalışma kararlarını etkileyen

faktörleri araştırmayı amaçlamıştır. Bu amaçla 2002-2008 yıllarına ait (TÜİK) Hanehalkı Bütçe Anketlerinden elde edilen veriler bir araya getirilerek, birleştirilmiş veri seti ile çalışılmıştır. Kadın ve erkek topluluğun arasındaki net ücret farklarının eğitim düzeylerini ve yaşamlarını etkilemeye olduğu sonucu elde edilirken analiz sonuçlarında; evli ve bekar kadınların işgücüne katılma kararları üzerinde eğitim düzeyinin, hane halkı gelirinin, bağımlılık oranının, oturulan konutun mülkiyetinin ve kadının yaşıının en önemli faktörler olduğu ortaya çıkarılmıştır. Urhan ve Yücel (2014), sürdürülebilir kalkınma yolunda “Kadın İşgücü” adı altında ekonomik araştırmalarında, kadın istihdamının ekonomik büyümeye ve refahı gözle görülür bir fark ile artırmaya yönelik olarak G20 yöneticileri, 2014 senesinde toplanarak kadın ve erkeklerin arasındaki işgücüne katılma oranlarında 2025 senesi sonrası %25 azaltma hedefi konulmuştur. “25’e kadar 25” olarak adlandırılan bu hedefe ulaşıldığı taktirde küresel ekonomiye 5,8 trilyon dolarlık ek katkıda bulunabileceği ortaya koymulmuştur. Aynı şekilde kadınların işgücüne katılma oranının OECD ortalamasına yaklaşmasını sağlamak amacıyla Türkiye’deki milli gelirin 2025 senesine kadar %20 arttığını açıklamışlardır. Kadın işsizliği OECD ülkeleri arasında %37,6 ile en düşük sıralarda yer almaktadır. Bunun sebebi olarak ise erkeklerin aksine kadınların iş sektöründe kendini kanıtlama çabası yüzünden zorlanma ve ardından vazgeçmeleri veya hiç cesaret edememeleri olarak görülmektedir.

Yang vd. (2015), Amerika’da ölüm oranlarına ilişkin coğrafik değişkenliği Mekânsal Durbin modeli ile incelemiştir. Çalışmada ölüm oranı, etnik köken, yerleşim yeri, sosyoekonomik statü, sağlık altyapısı, gelir eşitsizliği ve sosyal sermaye olmak üzere altı gruptan oluşan toplam 14 gösterge kullanılmıştır. Uygulama aşamasında 4 regresyon modeli (en küçük kareler, mekânsal hata, mekânsal gecikme ve mekânsal Durbin) tahmin edilerek karşılaştırılmıştır. Sonuç olarak mekânsal Durbin modelinin en uygun model olduğu değerlendirilmiştir. Çalışmada ayrıca bağımsız değişkenlerin doğrudan, dolaylı ve toplam etkileri hesaplanarak ölüm oranına yaptığı direkt ve yayılım etkileri gösterilmiştir. Aral ve Aytaç (2016), Türkiye’nin illerine ait işsizlik oranlarının bölgesel ayrışma ve işsizlik oranından etkilenip etkilenmediğini araştırmıştır. İşsizliğin bölgesel farklılıklarını ‘Mekânsal Analiz’ yöntemi kullanılarak incelenmiş ve işsizlikle ilgili değişkenler olarak kadın ve erkeklerin işgücüne katılım oranı, lise veya daha fazla eğitimli nüfus oranı, genç nüfus oranı ve net göç hızını ele almıştır. Analizde mekânsal ilişki bulunmuş ve mekânsal gecikme modeli kullanılmıştır. Sonuçlar, Türkiye’de bulunan illerin mekânsal bağımlılığa sahip olduğunu ve işsizlik oranları arasında önemli derecede ilişki olduğunu göstermektedir ve yüksek ve düşük işsizlik oranına sahip illerin kümelenme eğilimine sahip olduğunu belirtmektedir. Buna karşılık işsizlik oranlarında işsizliği açıklamak için kullanılan değişkenler dışında, komşu bölgelerin işsizlik oranlarından da etkilendiği sonucuna ulaşılmıştır. Ayrıca kadınların işgücüne katılmaya başladıklarında işsizlik oranının düşmekte olduğunu; fakat bunun yanı sıra genç işsizlerin iş bulamama ve hayata başlayamama gibi sorunlarından dolayı eğitim artıka işsizliğinde artması sonucunun elde edilen bulgular arasında yer aldığı görülmüştür.

Ye vd. (2017), Çin’de yol yapımı ile ekonomik büyümeye arasındaki ilişkiyi mekânsal ekonometrik analiz ile araştırmışlardır. Çalışmada 2010 – 2016 yılları arasındaki 31 ile ait panel veriler kullanılmıştır. Kişi başına düşen gayri safi milli hasıla yıllar itibarıyle mekânsal olarak incelendiğinde tüm yıllarda iller arasında pozitif mekânsal ilişkinin bulunduğu tespit edilmiştir. Sonuç olarak çalışmada bir ilin yol yapımı yatırımı artırması veya komşusu olduğu illerde yol yapımı yatırımlarının artmasının da o ilin ekonomik büyümemesini artıracağı sonucu elde edilmiştir. Güclü (2017), Türkiye’de kadınların işgücüne katılımını belirleyen özellikleri bazda tespit etmek istemiş ve bu amaçla, İBBS-2 düzeyinde 26 bölgeye ait 2008-2013 yıllarına ait verileri kullanarak mekânsal regresyon modelleri ile tahminleri gerçekleştirmiştir. Yapılan testler sonucunda uygun modelin belirlenmesi için LM istatistiği anlamlı bulunarak mekânsal gecikme modelinin en iyi model olduğu görülmüştür. Gecikme modeli sonucunda üç farklı dönemde Hausman test istatistiği anlamlı çırakar sabit etkiler modelinin kullanılması sonucu ortaya çıkmıştır. Eğitim, medeni durum, bağımlı çocuk oranı, göç ve işsizlik gibi faktörlerin kadınların bölgedeki işgücüne katılımını belirleyen faktörler olduğu belirlenmiştir.

Yenilmez (2018), çalışmasında ‘Birim Kök’ testi uygulayarak, Ocak 2014-Temmuz 2017 dönemi verileri ile Türkiye’nin işgücü piyasasında cinsiyet ve eğitim etkilerinin hangisinin daha baskın olduğunu araştırmış ve cinsiyete dayalı veriler kullanarak eğitim düzeyi ile işgücüne katılım oranı ve işsizlik oranına ekonometrik analiz uygulayarak bağlantı kurmaya çalışmıştır. Çalışmada kadın ve erkek bireylerin eğitim düzeyi arttığında işgücüne katılma oranının artmakta olduğu bulgusuna varılmış, fakat bu durum kadınlarda, erkeklerin yarısı kadar etki etmiştir. Makroekonomik veriler ile elde edilen bulgularda Türkiye’de işgücüne katılma oranında,

işsizliğin artmasının asıl sebebi olarak hanehalkı gelir düşüklüğü görürken aynı zamanda eğitimi yüksek olan kadın fertlerin aile ekonomisini daha çok üstlendiği görülmüştür. Bu sonuçlar doğrultusunda yüksek eğitimli kadınlar ek işçi kategorisine dahil iken, deneyimli ve donanımlı erkeklerin işgücüne katılma oranı ile işsizlik oranı arasında uzun dönemli anlamlı bir ilişki bulunmamıştır. Zeren ve Savrul (2018), Saklı Koentegrasyon Yaklaşımı kullanarak Türkiye için 1991-2014 yılları arası kadın istihdam oranı ile ekonomik büyümeye, işsizlik ve kentleşme oranı arasındaki ilişkiyi incelemiş ve kentleşmenin işsizlik oranını etkilediğini bulmuştur. Kadınların işgücüne katılma oranı önünde engel olarak düşük maaş, ataerkil zihniyet, aile sorumluluğu, sosyal güvenlikten yoksunluk, düşük eğitim gibi sosyal ve ekonomik sebepler olduğu görülmüştür. Çalışmadan elde edilen diğer bir bulgu ise gelişmiş ekonomiye sahip ülkelerde büyümeye ve kentleşmenin kadınların işgücüne katılımını olumsuz açıdan etkilemesi, az gelişmiş veya gelişmekte olan ülkelerde ise kentleşme ve büyümeye oranlarının düşüklüğünün kadınların işgücüne katılımını olumsuz anlamda etkileyerek düşmesine sebep olmasıdır. Akkaş (2019), cinsiyet ve toplumsal cinsiyet ayrımcılığından dolayı uğranılan haksızlıklar ve çözüm niteliğinde olabilecek önerileri araştırarak; cinsiyet dışında bireylerin yeteneklerine yönelmesini, kadınların kendilerini cinsel obje yerine yetkin bir birey olarak görmesi, yasaların düzenlenip her ferdin ulaşabileceği duruma getirilmesi, ataerkil toplum yapısındaki yanlış kalıpların değişmesi yönünde adımların atılması, mağdur olan kadın topluluğuna yönelik sığınma evlerin çoğaltıması, kadınlara teşvik amaçlı eğitim kuruluşlarına ulaşılabilirliğinin arttırılması ve aile içinde kız-erkek ayrimının yapılmadan bireyin yetiştirilmesi gerektiği bulgularına ulaşmıştır.

Zeren vd. (2021)'da COVID-19'un İtalya'da birbirine komşu olan bölgeler arasında yayılma durumu keşfedici mekânsal veri analizi ile araştırılmıştır. Bu amaçla, İtalya'nın 20 bölgelerine ait veriler kullanılarak tek değişkenli ve iki değişkenli Global ve Local Moran I istatistikleri hesaplanmıştır. Tek değişkenli Moran I istatistiğinin sonucuna göre, bölgeler arasında sınır geçişleri yasaklanmadan önce COVID-19 bulaşıcı hastalığının komşular arasında yayıldığı sonucuna ulaşmıştır. İki değişkenli Moran I istatistiğinin sonucuna göre ise ilk 14 günde komşu bölgelerde ortaya çıkan toplam vaka sayısının ikinci 14 gündeki toplam vaka sayısının nedenlerinden biri olduğu belirtilmiştir. Baran (2021), Türkiye'de cinsiyet eşitsizliği ve ekonomik kalkınma arasındaki mekânsal ilişkiye iller bazında ele alarak incelemiştir. Çalışmadan elde edilen bulgulara göre, Türkiye'de iller arasında cinsiyet eşitsizliği göstergeleri ve gelir düzeyi arasında pozitif mekânsal otokorelasyon bulunmuştur. Çalışmadan elde edilen bu sonucun bölgeler olarak gelişmişlik farklılıklarını bulunan Türkiye'de kalkınma problemlerinin önem teşkil ettiğini göstermektedir.

3. YÖNTEM

Mekânsal veri analizinin odak noktası, küresel ölçekte ölçme ve görüntülemedir. Mekânsal tanımlamanın önemli bir yönü ilişkilendirme (otokorelasyon) ile ilgili "konumu" belirlemesidir. Belirli bir alanı, yani belirli bir veri noktasını (alanı) çevreleyen alandaki birimlerin veri noktasındaki gözlemi etkilediği kabul edilmektedir. Diğer bir deyişle, komşu alanlar, anlamlı bir şekilde etkileşime giren mekânsal birimlerdir (Fischer, 2011: 19). Örneğin, teknolojik yeniliklerin modellenmesi ile ilgilenildiğinde, bir ilçedeki yeniliklerin komşu ilçelere sıçraması beklenebilir bir durumdur (Anselin, 2001: 311). Mekânsal otokorelasyon ve genel olarak mekânsal istatistikler, fizik biliminde yatay kesit verilerin analizinde oldukça sık kullanılmaktadır.

Mekânsal ekonometri daha geniş olarak 'bölgeler modellerin istatistiksel analizinde uzayın neden olduğu özelliklerle ilgilenen tekniklerin toplamı' olarak tanımlanmaktadır. İlk olarak modele yapılan vurgu, ortak bir metodolojik çerçeve benimsense de mekânsal ekonometriyi daha geniş olarak mekânsal istatistik alanında incelemek daha doğru olmaktadır. Örneğin, Tobler (1979) "her şey diğer her şeyle ilişkilidir, ancak daha yakın şeyler daha çok ilişkilidir" diyerek, mekânsal bağımlılığın istisnadan ziyade kural olduğunu öne sürmektedir (Anselin, 2001: 311). Mekânsal ekonometri alanındaki çalışmalarla gözlemler arasında mekânsal bağımlılık ve mekânsal heterojenlik yani mekânsal otokorelasyon sorunları söz konusu olabilmektedir. Mekânsal otokorelasyonun varlığı açıklayıcı mekânsal veri analizi ile ortaya çıkarılabilimekte, mekânsal otokorelasyon olmadığı durumlarda En Küçük Kareler regresyonuna başvurulmaktadır. Bazı durumlarda mekânsal bağımlılık göz ardı edilirse parametre tahminlerindeki tahmin ediciler etkilerini koruyamamaktadır (Basu ve Thibodeau, 1998).

Mekânsal otokorelasyon testlerinin başında gelen Moran I ve Geary C testinin asıl amacı hipotezi olan mekânın önemli olmadığını, yani gözlemlenen mekânsal testlerin veri değerlerinin hipotezini kabul ettiğini belirten testlerdir. Bu durumda hipotezi yakın mekânlar arasında bağlılığın olmadığını, birbirinden ayrı nitelendirilmesi gerektiğini, mekânsal olarak rastgele olup birbirlerini etkilemediğini ifade etmektedir. Bir diğer hipotez ise hipotezi ise mekânlar arasındaki noktaların ilişkili olduğuna, büyük değerlerin büyük değerlerle ilişkili olduğunu yani mekânsal bağımlılığın hâkim olduğunu ifade etmektedir.

Mekânsal ekonometri, konumsal olarak nitelendirildiğinde iki özelliği diğerlerinden ayırmaktadır. Mekânsal etki kavramının öne çıktıgı konularda ‘gözlemler arası mekânsal bağımlılık’ ve ‘mekânsal modeldeki ilişkilerdeki heterojenlik’ sözkonusudur (LeSage, 1998:2). Ekonometride, yatay kesit verilerindeki heterojenliğe yapılan geleneksel vurgu, mekânsal heterojenlik ile mekânsal otokorelasyon arasındaki ayrim her zaman açık olmadığı gibi, mutlaka atılan her adım yanlış sayılmamaktadır. Daha spesifik olarak, tek bir kesitte her ikisini de gözlemsel olarak eşdeğer görmek daha doğrudur (Anselin, 2001: 312).

Mekânsal analizde, özellikle üç tip spesifikasyon testi önemlidir. İlk, mekânsal etkilerin varlığına yönelik testler, yani, mekânsal bağımlılık ve mekânsal heterojenlik ile ilgili olan testlerdir. İkinci özellikle, mekânsal süreç modellerinde beklenen gecikme uzunluğuna yansyan mekânsal bağımlılığının boyutuya ilgilidir. Üçüncü test grubu ise, mekânsal bağımlılığın yapısının belirlenmesiyle ilgilidir. Yuvalanmamış testler bu bağlamda özellikle uygundur (Anselin, 1988: 225).

Moran I ve Getis ve Ord'un (1992) G istatistikleri heterojenliği araştırmak için mekânsal otokorelasyonun yapısını ölçen istatistiklerdir (Florax vd, 2003). Bu çalışmada Moran I istatistiğinden faydalaniılmıştır.

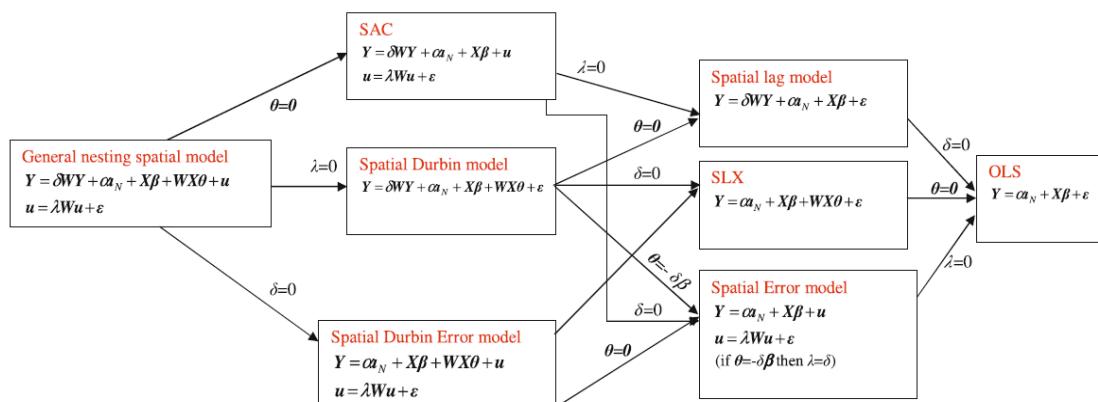
Moran I istatistiği ve normalleştirme faktörü olan aşağıdaki şekilde ifade edilir.

$$I = \frac{n}{w_0} \frac{\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n w_{ij} (z_i - \bar{z})(z_j - \bar{z})}{\sum_{i=1}^n (z_i - \bar{z})^2} \quad (1)$$

$$w_0 = \sum_{i=1}^n \sum_{j \neq 1} w_{ij} \quad (2)$$

Moran I testi otokorelasyonun mevcut olup olmadığını belirlemek için kullanılan bir test olduğu halde; otokorelasyonun türü hakkında bir bilgi vermemektedir. Bunun için Lagrange Çarpanı değeri bulunarak EKK sonuçlarına bakılması gerekmektedir (Arbia, 2014: 33).

Çoğu mekânsal analizde standart yaklaşım, mekânsal olmayan doğrusal bir yaklaşımı başlamaktadır (Elhorst, 2014). Başlangıç noktası olarak görülebilecek mekânsal modeller için, çoklu doğrusal regresyon modeli bir alternatif yöntem oluşturabilmektedir (Tuzcu, 2016: 411). Bir olayın komşu denebilecek yakınlıklı konumlardan etkilenmesinin sebebi içsel, dışsal ve ilişkili etkidir. Bu etkilerin hepsini bir arada barındıran standart doğrusal regresyon modeline doğru giden şekil 1'de verilmiştir.



Şekil 1: Mekânsal modeller

Kaynak: Elhorst, 2014: 9.

Mekânsal ekonometrik modellerin tahmini için En Çok Benzerlik (Maximum Likelihood- ML), Yarı En Çok Olabilirlik (Quasi Maximum Likelihood-QML), Araç Değişkenleri (Instrumental Variables), Genelleştirilmiş Momentler (Generalized Method of Moments-GMM) veya Bayes Markov Zinciri Monte Carlo Yaklaşımı (Bayesian Markov Chain Monte Carlo-Bayesian MCMC) yöntemleri kullanılabilmektedir (Elhorst, 2014: 17). Çoğunlukla mekânsal ekonometrik modeller En Çok Benzerlik yöntemiyle tahmin edilmektedir.

Mekânsal otokorelasyon için en yaygın olarak kullanılan spesifikasyon testi, Moran (1948) tarafından tek değişkenli zaman serisi korelasyon testinin iki boyutlu halini geliştiren bir istatistikten türetilmiştir. Mekânsal regresyon modelleri maksimum olabilirlikle tahmin edildiğinde, mekânsal otoregresif katsayılar üzerindeki çıkarım, bir Wald veya asimptotik t-testine veya bir olabilirlik oranı testine (bkz. Anselin, 1988; Anselin ve Bera, 1998) bağlı yapılmaktadır. Her iki yaklaşım da alternatif modelin (yani mekânsal modelin) tahmin edilmesini gerektirmektedir. Buna karşılık, LM testi mekânsal hata ile mekânsal gecikme modelleri arasındaki ayrimı da sağlamaktadır.

Bir mekânsal hata alternatifine karşı LM testi, ilk olarak Burridge (1980) tarafından önerilmiş ve Eşitlik (3)'te ifade edilmiştir (Anselin, 2001: 324);

$$LM_{err} = \frac{\left[(e'W'e) / \left(\frac{e'e}{N} \right) \right]^2}{tr(W^2 + W'W)} \quad (3)$$

Bu istatistik asimptotik χ^2 dağılımına sahiptir ve bir ölçümleme faktörü dışında Moran I'ın karesine karşılık gelir. Problemi çözmeye dayalı olarak yapılan simülasyon deneylerinde (Anselin ve Rey, 1991; Anselin ve Florax, 1995) LM testinin Moran I'ın karesine sahip olduğu ortaya çıkmıştır. Bir mekânsal gecikme alternatifine karşı LM testi, Anselin'de (1988) ana hatlarıyla belirtilmiştir ve Eşitlik (4)'te sunulmuştur.

$$LM_{lag} = \frac{\left[(e'Wy) / \left(\frac{e'e}{N} \right) \right]^2}{D} \quad (4)$$

Buradan $D = [(WX\beta)'(I - X(X'X)^{-1})X'](WX\beta)/\sigma^2 + tr(W^2 + W'W)$ elde edilir ve bu istatistik ayrıca asimptotik bir χ^2 (1) dağılımına sahiptir. Test, diğer alternatiflere karşı güçlü olduğundan, hata bağımlılığını test ederken olası gecikme bağımlılığını hesaba katmak önemlidir ve dikkat edilmesi gereklidir. Anselin (1988), mekânsal bağımlılık ve mekânsal heterojenlik için LM test istatistiği göz önüne alınarak çıkan sonuçlardan büyük değere sahip olanın daha uygun olacağını ifade etmiştir.

4. AMPİRİK ANALİZ

4.1 Veriler ve Tanımlayıcı İstatistikler

Bu çalışmada amaç, Türkiye'de il bazında kadın ve erkeklerin ortaöğretimde okullaşma, lise mezunu ve üniversite mezunu olma oranları üzerinde sosyo-ekonomik faktörlerin etkisini toplumsal cinsiyet eşitsizliği kapsamında mekânsal etkileşimi de dikkate alarak incelemektir. Bu amaç doğrultusunda analizlerde kullanılan veri seti Türkiye'de 2019 yılı il bazında sosyo-ekonomik göstergeler kullanılarak oluşturulmuştur. 2019 yılının seçilmesinin sebebi kullanılan göstergeler için ortak yıl olmasıdır. Türkiye'deki eğitim sisteminde, çoğu bireyin toplumsal cinsiyet algısı ile önüne konan zorlayıcı engellere yenik düşerek, eğitimine belli bir zaman diliminden sonra devam etmediği görülmektedir. Kadın ve erkek cinsiyet ayrimı ile kalıplılmış bazı ayrimlar sebebi ile okula gidememesinin yan sebepleri olarak bulunduğu konumun oldukça büyük bir önemi bulunmaktadır. Yaşadığı şehrin sağlayabildiği kaynaklar ile okula devamlılığın doğru orantılı etkisinin de bulunduğu açıklır. Yaşanılan ilin ulaşım kaynakları, işsizlik oranı, GSYH ile o ile yapılan kamu harcamaları, nüfus, bireylerin kazançları vb. doğrudan eğitimi etkileyebileceği düşünülen etmenler büyük bir önem arz etmektedir. Bu çalışmada kadın ve erkeğin ortaöğretim, lise ve üniversite eğitimli olmalarını etkileyebileceği düşünülen iller bazında değişkenler ele alınmış ve değişkenlere ait tanımlayıcı istatistikler ile veri kaynakları Tablo 1'de sunulmuştur

Tablo 1: Tanımlayıcı istatistikler

Değişkenler	Kaynağı	Birim	Ortalama	Standart Sapma
Ortaöğretimde okullaşma oranı (Erkek)	TÜİK	%	85.236	9.291
Ortaöğretimde okullaşma oranı (Kadın)	TÜİK	%	85.118	9.867
Lise veya dengi mezunu oranı (Erkek)	TÜİK	%	28.104	3.611
Lise veya dengi mezunu oranı (Kadın)	TÜİK	%	20.742	3.159
Yüksekokul veya fakülte mezunu oranı (Erkek)	TÜİK	%	16.074	2.505
Yüksekokul veya fakülte mezunu oranı (Kadın)	TÜİK	%	12.846	2.889
Ortaöğretimde okullaşma brüt oranı (Erkek)	TÜİK	%	112.34	11.839
Ortaöğretimde okullaşma brüt oranı (Kadın)	TÜİK	%	106.543	13.300
Kişi başına GSYH (TL)	TÜİK	TL	39595.53	13.645.46
İşgücüne katılma oranı (%)	TÜİK	%	51.608	3.868
Ortalama günlük kazanç (TL) (Erkek)	SGK	TL	127.963	15.691
Ortalama günlük kazanç (TL) (Kadın)	SGK	TL	115.254	12.877
Ortaöğretim sayısı	TÜİK	Adet	289.259	69.276
Çocuk nüfusun toplam nüfus içindeki oranı	TÜİK	%	27.106	6.965
Merkezi yönetim bütçe harcamaları	Maliye Bakanlığı	TL	1663664	2250286
65 yaş ve üzeri bağımlılık oranı	TÜİK	%	15.57	5.135
Gini katsayısı	TÜİK	%	0.342	0.026
İşsizlik oranı (%)	TÜİK	%	13.368	5.945
Ortalama ilk evlenme yaşı (Erkek)	TÜİK	Yıl	27.671	0.890
Ortalama ilk evlenme yaşı (Kadın)	TÜİK	Yıl	24.611	1.073
Toplam yaşı bağımlılık oranı	TÜİK	%	49.848	7.392
Türkiye'de illere göre üniversite sayısı	YÖK	Adet	2.555	7.136
İş kayıtlarına göre girişim sayısı	TÜİK	Adet	48823.43	111446.3
TÜFE (Eğitim)	TÜİK	%	11.237	3.445
Hanehalkı büyülüklüğü	TÜİK	Adet	3.443	0.757
Geniş aileden oluşan hanehalkı sayısı	TÜİK	Adet	44161.91	81781.57
Yükseköğretimde toplam öğretim elemanı sayısı	YÖK	Adet	2154.247	4635.177
Bin kişi başına otomobil sayısı	TÜİK	Adet	121.950	58.130
İl ve ilçe merkezleri nüfusunun toplam nüfus içindeki oranı (%)	TÜİK	%	79.115	17.808

4.2. Cinsiyete Göre Eğitim Düzeylerine Ait Mekânsal Ekonometrik Modeller

Konuya ampirik olarak ele alırken ilk olarak cinsiyete dayalı eğitim düzeylerini etkileyen faktörler EKK ile tahmin edilmiştir. Daha sonra illerin komşu illerle olan etkileşimi ortaya çıkarmak için hata terimlerinin mekânsal dağılımı Moran I testi ile test edilmiştir. Ardından uygun mekânsal modelin belirlenmesi için mekânsal bağımlılık test sonuçlarına bakılmıştır. İki ilin ortak sınıra sahip olmasıyla oluşan komşuculuk ilişkisinde hata terimlerinin büyülüklüklerinin doğru orantılı olmasına ortaya çıkan mekânsal otokorelasyonun olup olmadığını kararının verilmesine ilişkin bilgi ise Tablo 2'de sunulmuştur.

Tablo 2: Moran I testi sonuçları

Kadın					
Ortaokullaşma Oranı					
Değişken	I	E(I)	sd(I)	z	Olasılık
Hata Terimi	0.108	-0.013	0.071	1.703	0.089***
Lise Mezunu Oranı					
Hata Terimi	0.136	-0.013	0.072	2.062	0.039**
Üniversite Mezunu Oranı					
Hata Terimi	0.054	-0.013	0.072	0.927	0.354
Erkek					
Ortaokullaşma Oranı					
Değişken	I	E(I)	sd(I)	z	Olasılık
Hata Terimi	0.084	-0.013	0.072	1.353	0.176
Lise Mezunu Oranı					
Hata Terimi	0.109	-0.013	0.072	1.621	0.092***
Üniversite Mezunu Oranı					
Hata Terimi	0.181	-0.013	0.073	2.661	0.008*

Not: *p<.01, **p<.05, ***p<.10 olarak alınmıştır.

Tablo 2'deki Moran I testi sonuçlarına göre kadınların ortaokullaşma oranı ve lise mezunu oranı erkeklerin ise lise ve üniversite mezunu oranının bağımlı değişken olarak alındığı EKKY ile elde edilen modellerde pozitif yönde mekânsal otokorelasyon elde edilmiştir. Bu durum mekânsal ekonometrik modellerin kullanılması gerektiğini ortaya çıkarmıştır. Moran I testinde hipotezi mekânsal bağımlılığın yokluğunu gösterirken hipotezi mekânsal bağımlılığın var olduğunu gösterir. Tablo 2'de verilen Moran I test istatistiği sonuçları, kadın ortaokullaşma ve lise mezunu oranında; erkeklerde ise lise ve üniversite mezun oranında hipotezinin reddedildiği ve mekânsal bağımlılığın var olduğunu ortaya koymaktadır.

Tablo 3'te de belirtildiği gibi kadınların ortaokullaşma oranında istatistiğinin olasılık değeri 0.148 olarak bulunmuş ve mekânsal gecikme istatistiksel olarak anlamsız çıkmıştır. Ardından istatistiğine bakıldığından 0.302 olasılık değeri ile mekânsal hata istatistiksel olarak anlamsızdır. Böyle bir durumda Robust LM testleri, hangi modelin kullanılması gerekiği konusunda yardımcı olabilmektedir. Robust LM testlerine bakıldığından kadınlarda ortaokullaşma ve lise mezunu oranının ve erkeklerde üniversite mezunu oranının bağımlı değişken olduğu modeller için mekânsal hata modeli uygun model olarak belirlenmiştir. Erkeklerin lise mezunu olma oranını etkileyen faktörleri ele alan modelde ise mekânsal gecikme modeli kabul edilmiştir.

Tablo 3: Mekânsal bağımlılık test sonuçları

Kadın						
Test	Ortaokullaşma Oranı			Lise mezunu oranı		
	Boş hipotez	Test İstatistiği	Olasılık	Boş hipotez	Test İstatistiği	Olasılık
Moran I	I=0	2.332	0.020**	I=0	2.762	0.006*
	p=0	2.093	0.148	p=0	3.334	0.068***
Robust	p=0	7.726	0.005*	p=0	3.882	0.049**
	λ=0	1.065	0.302	λ=0	0.498	0.480
Robust	λ=0	6.698	0.010*	λ=0	1.046	0.306
Erkek						
Test	Lise mezunu oranı			Üniversite mezunu oranı		
	Boş hipotez	Test İstatistiği	Olasılık	Boş hipotez	Test İstatistiği	Olasılık
Moran I	I=0	2.377	0.017**	I=0	3.390	0.001*
	p=0	2.120	0.145	p=0	5.878	0.015**
Robust	p=0	0.017	0.898	p=0	4.398	0.036**
	λ=0	4.173	0.041**	λ=0	1.703	0.192
Robust	λ=0	2.069	0.150	λ=0	0.222	0.637

Not: *p<.01, **p<.05, ***p<.10 olarak alınmıştır.

4.3 Mekânsal Ekonometrik Modellerin Tahmin Sonuçları

Mekânsal ekonometrik model sonuçları Tablo 4, Tablo 5 ve Tablo 6'da sunulmuştur. Tablo 4'teki kadınlara ait mekânsal hata modeli incelendiğinde Gini katsayısı dışında tüm değişkenlerin katsayılarının istatistiksel olarak anlamlı olduğu görülmüştür. Ulusoy vd. (2015), Gini katsayısının eğitimde genel olarak yüksekokul düzeyini etkilediğini belirtmiştir. Bu çalışmadan elde edilen bulgularda ise Gini katsayısının kadınların ortaokullaşma oranlarında anlamlı bir etkiye sahip olmadığı görülmüştür. İşgücüne katılım oranı arttıkça kadınların ortaokullaşma oranı azalmaktadır. Erken iş dünyasına atılma sebebi ile eğitimlerini yarında bırakmaları bunun sebebi olarak gösterilebilir (Yenilmez, 2018: 56). Kadının ortalama günlük kazancındaki ve çocuk nüfusun toplam nüfus içindeki payındaki bir artış ortaokullaşma oranını azaltıcı yönde etkilemektedir. Aile içinde artan çocuk sayısı ve çocuk başına düşen ilginin azalması ile eğitime verilen önem göz arıd edilmeye başlanmaktadır (Ağdemir, 1991). Kişi başına GSYH ve yaşılı bağımlılık oranlarının kadınların ortaokullAŞMASINDA herhangi bir etkisi bulunmamıştır. Toplam ortaöğretim sayıları arttıkça kadınların ortaokullaşma oranı da artmaktadır. Merkezi yönetim bütçe harcamalarının kadınların ortaokullAŞMASINDA küçük ancak pozitif etkisi vardır. Kamu eğitim harcamalarının da içinde bulunduğu merkezi yönetim bütçe harcamaları bireylerin eğitiminde artışa neden olmaktadır. Bu durum bireylerin ortaokula gidememesindeki maddi dezavantajları ortadan kaldırılmaktadır (Akın, 2009:183). Kadınlarda hata modeli için mekânsal bağımlılığı gösteren hata terimi p=0.045 olarak belirlenmiş ve istatistiksel olarak anlamlı bulunmamıştır. Bu sonuç, bir ildeki eğitim düzeyindeki değişimin komşusundaki eğitim düzeyini etkilemediğini ortaya koymaktadır.

Tablo 5'teki kadın ve erkeklerin lise mezun oranını etkileyen faktörlere ait mekânsal hata ve mekânsal gecikme model sonuçlarına göre kadınlara ait olan modelde ortalama günlük kazanç, üniversite sayısı, iş kayıtlarına göre girişim sayısı, TÜFE, ortalama hanehalkı büyülüğu, ortaöğretimde okullaşma oranı katsayıları anlamsız bulunarak kadınların lise mezun oranları üzerinde bir etkisi olmadığı ortaya çıkmıştır. Erkeklerde ait modelde ise tüm değişkenlere ait katsayılar anlamlıdır. Kadınların ortalama ilk evlenme yaşındaki bir artış lise mezun oranını 1.040 birim artırmaktadır. Carmichael (2011), çalışmasında eğitim seviyesi arttıkça evlenme yaşıının da arttığı bulgusuna ulaşmıştır. Toplam yaşı bağımlılık oranındaki bir artış ise kadınların lise mezun oranını azaltmaktadır. Erkeklerde işsizlik oranındaki artışın lise mezunu olma oranını artırdığı görülürken Cinel ve Yolcu (2021)

çalışmasında Türkiye'deki eğitimin işsizlik oranı üzerindeki etkisinin oldukça yüksek olduğunu ortaya koymuştur. Erkeğin ortalama ilk evlenme yaşı ve ortalama günlük kazancındaki bir artış lise mezunu olma oranında artışa neden olmaktadır. Bilen ve Çalışır (2019), yaptığı çalışmada eğitim ile kazanç arasında büyük oranda bir ilişkinin olduğu bulgusuna ulaşmıştır. Toplam yaş bağımlılık oranı ve TÜFE'nin erkeklerin lise mezunu olma oranının üzerinde pozitif ve anlamlı bir etkisi görülmüştür. Türkiye'de üniversite sayısının artması lise mezun oranının da artmasına neden olmuştur. Elde edilen sonuçlarda iş kayıtlarına göre girişim sayısının lise eğitim düzeyi üzerinde etkisi bulunamamıştır. Ortalama hanehalkı büyülüğu ve ortaöğretimde okullaşma oranındaki bir artış ise erkeklerin lise mezun olma oranlarında bir artışa neden olmuştur. Kadınlara ait mekânsal hata modelinde hata terimi $p=0.066$ olarak bulunmuş ve istatistiksel olarak anlamlı kabul edilmiştir. Bu sonuç, bir ildeki eğitim düzeyindeki değişimin komşu ildeki eğitim düzeyini etkilediğini vurgulamaktadır.

Erkeklerde ait mekânsal gecikme modelinde λ gecikme katsayısı değeri 0.011 ve pozitiftir. Bu değişkenin pozitif olması komşu ildeki bir değişimin ilin kendisini de etkilediğini ortaya çıkarmaktadır. Mekânsal gecikme modeli doğrudan, dolaylı ve toplam etkiler bulunarak yorumlanabilemektedir.

Doğrudan Etki:

Herhangi bir ilin bağımsız değişkeninde meydana gelecek bir birimlik artış o ilin eğitim düzeyini artıracaktır. Ancak o ilin eğitim düzeyindeki bu artış komşusu olduğu illerdeki eğitim düzeyini artıracak ve bu etki tekrar kendi eğitim düzeyine geri dönecektir.

Tablo 6, illere ait doğrudan etkileri göstermektedir. Manisa ili için işsizlik oranı değişkeni örnek alınarak yorum yapıldığında bu etki değeri Manisa ilindeki işsizlik oranı bir birim artırıldığında lise mezun oranındaki doğrudan etkisini göstermektedir. Diğer iller dikkate alınmadığında Manisa'nın işsizlik oranında meydana gelen bir birimlik artış Manisa'da lise mezun oranında 0.186359 birimlik artış sağlamıştır.

Tablo 7'deki ortalama doğrudan etki sonucuna göre Manisa'daki işsizlik oranının bir birim artması Manisa'nın lise mezun oranını ortalama katsayı değeri olan 0.186 birim kadar artıracaktır. Bununla birlikte Manisa'nın lise mezun oranındaki artış komşu illerin lise mezunu oranını artıracak ve komşu illerin lise mezun oranındaki artış tekrar Manisa'nın lise mezun oranını artıracaktır. Ayrıca Tablo 7'de belirtildiği gibi doğrudan etkiler istatistiksel olarak da anlamlı bulunmuştur.

Tablo 4: Cinsiyete göre ortaokullaşma oranını etkileyen faktörlere ait model tahmin sonuçları

Değişkenler	EKKY				Mekânsal Hata Modeli			
	Kadın		Erkek		Katsayı	Std. Hata	Std. Hata	Kadın
	Katsayı	Robust Std. Hata	Olasılık	Katsayı	Std. Hata	Olasılık	Katsayı	
KİŞİ başına GSYH (TL)	0.183e-04	0.000	0.006*	0.736e-04	0.000	0.034**	0.000	0.000
İsgücüne katılma oranı (%)	-0.497	0.218	0.025**	-0.491	0.200	0.016**	-0.501	0.172
Ortalama günlük kazanç (TL)	-0.244	0.069	0.001*	-0.126	0.050	0.013**	-0.261	0.065
Toplam ortaöğretim sayısı	0.046	0.014	0.002*	0.063	0.015	0.000*	0.048	0.014
Çocuk nüfusun toplam nüfus içindeki oranı	-1.276	0.193	0.000*	-1.667	0.186	0.000*	-1.230	0.227
Merkezi yönetim bütçe harcamaları	1.80E-06	5.03e-07	0.001*	1.91e-06	8.70e-07	0.031**	1.67e-06	7.54e-07
Yaşı bağımlılık oranı (65+ yaşı)	-0.267e-04	9.32e-06	0.005*	0.000	0.000	0.029**	0.000	0.000
Gini katsayısı	-26.270	21.619	0.228	-40.879	26.344	0.125	-28.695	23.386
Sabit	161.307	14.180	0.000*	161.300	17.015	0.000*	161.931	13.841
F _{ist}	0.821		0.754					
Breusch-Pagan/Cook-Weisberg testi	41.37		0.000*	27.64	0.000*	0.227		
sigma2	3.10		0.0785***	1.46			0.045	0.039
Log olabilirlik							16.739	2.650
							-229.4843	0.000*

Not: * p<.01, ** p<.05, *** p<.10 olarak alınmıştır.

Dolaylı Etki:

Herhangi bir ile ait bir bağımsız değişkende artış olması ile diğer illerin eğitim düzeylerinin bu durumdan etkilenmesi dolaylı etkiye gösterir. Bu dolaylı etki iki şekilde ortaya çıkmaktadır. Bunlardan biri satır etkisi diğeri sütun etkisidir. Satır etkisi seçilen il hariç tüm diğer iller için ilgili bağımsız değişkendeki bir birim artışın seçilen ile olan etkisi iken herhangi bir il için bağımsız değişkendeki bir birimlik artışın diğer tüm illerdeki etkisi ise sütun etkisini gösterir. Manisa ili örnek olarak alındığında satır etkisi, Manisa hariç tüm illerdeki işsizlik oranı bir birim arttığında bunun Manisa'ya olan etkisini ölçmekte iken Manisa'daki işsizlik oranı bir birim arttırdığında diğer tüm illere olan etkisi sütun etkisini ifade etmektedir. Tablo 8'deki satır etkisi sonuçlarına göre Manisa hariç tüm illerdeki işsizlik oranı bir birim arttırdığında Manisa'nın lise mezunu oranını 0.013485 birim arttırmıştır.

Tablo 9'daki sütun etkisi sonuçlarına göre Manisa iline ait işsizlik oranı bir birim arttırdığında diğer tüm illere etkisinin yanı sıra en çok komşu illeri etkilediği ve Manisa ilinden uzaklaşıkça bu etkinin azaldığı görülmektedir. Tablo 10'da ise dolaylı etkilerin istatistiksel olarak anlamlılığı test edilmiştir. Buna göre işsizlik oranındaki bir birimlik artıştan kaynaklanan dolaylı etkilerin ortalaması 0.011 birim olup istatistiksel olarak anlamlıdır.

Toplam etki:

Doğrudan etki ve dolaylı etkinin (satır ve sütun etkisi) toplamı ile toplam etki bulunmaktadır. Örnek verilecek olunursa, İşsizlik oranının tüm illerde bir birim artması ile Manisa'nın lise mezun oranındaki bir değişim, Manisa'nın işsizlik oranının artmasından kaynaklanan doğrudan etki ve diğer illerin işsizlik oranlarının artmasından kaynaklanan dolaylı etkinin (satır etkisi) toplamından oluşmaktadır.

Tablo 11'de gösterilen toplam etki sonuçları tüm illerin işsizlik oranındaki bir birimlik artış sonucunda meydana gelen lise mezun oranındaki farklılıklarını incelemekte ve toplam etkisini göstermektedir. Bu tabloya göre tüm illerin işsizlik oranındaki bir birimlik artış Manisa'nın lise mezun oranında 0.199846 birimlik bir artışa yol açmıştır. Tablo 12'de ise ortalama toplam etki sonucu verilmiştir. Manisa ilinin işsizlik oranındaki bir birimlik artış diğer tüm illerin lise mezun oranında 0.197 birim artış meydana getirmiştir ve bu etki istatistiksel olarak anlamlıdır.

Tablo 13'te erkekler için üniversite mezun oranlarını etkileyen faktörler ele alınmıştır. Modelde kadın ve erkek arasındaki ücret farkı hariç tüm değişkenlerin katsayıları istatistiksel olarak anlamlı bulunmuştur. Geniş aileden oluşan hanehalkı sayısının erkeklerin üniversite mezunu olma oranı üzerinde negatif ve yüksekoğretimde toplam öğretim elemanı sayısının erkeklerin üniversite mezunu olma oranı üzerinde pozitif ancak çok küçük bir etkiye sahip olduğu görülür. Toplam yaşı bağımlılık oranı bir birim arttırdığında erkeklerin üniversite mezunu olma oranı 0.064 birim azalmaktadır. İşgücüne katılma oranının üniversite mezunu olma oranı üzerinde negatif etkisi bulunurken erkeklerin ortalama ilk evlenme yaşı arttıkça üniversite mezunu olma oranı da artmaktadır. Kadın ve erkek arasındaki ücret farkı değişkeninin erkeklerin üniversite mezunu olma oranı üzerinde anlamlı bir etkisi bulunmamıştır. Bin kişi başına otomobil sayısı bir birim arttırdığında erkeklerin üniversite mezun oranı 0.013 birim artış göstermektedir. Choo ve Mokhtorian (2004), araç sayısı ile eğitim düzeyi arasında bu çalışmadan elde edilen bulguya destekler şekilde anlamlı bir ilişki olduğunu tespit etmiştir. Şehirleşme oranını gösteren il ve ilçe merkezleri nüfusunun toplam nüfus içindeki oranındaki bir birimlik bir artış erkeklerin üniversite mezun olma oranını 0.021 birim arttırmıştır. Tablo 13'te tahminlenen mekânsal hata modelinde hata terimi $p=0.089$ ve istatistiksel olarak anlamlıdır. Bu sonuç, bir ildeki üniversite mezun oranındaki değişimin komşusunun üniversite mezun oranını etkilediğini göstermiştir.

Tablo 5: Cinsiyete göre lise mezunu oranını etkileyen faktörlere ait model tahmin sonuçları

Değişkenler	EKKY						Mekânsal Hata Modeli						Mekânsal Gecikme Modeli	
	Kadın			Erkek			Kadın			Erkek				
	Katsayı	Std. Hata	Olasılık	Katsayı	Std. Hata	Olasılık	Katsayı	Std. Hata	Olasılık	Katsayı	Std. Hata	S t d . Hata	Olasılık	
İşsizlik oranı (%)	0.090	0.065	0.174	0.172	0.068	0.013**	0.081	0.065	0.213	0.186	0.060	0.002*		
Ortalama ilk evlenme yaşı	1.114	0.303	0.000*	1.085	0.305	0.001*	1.040	0.303	0.001*	1.326	0.284	0.000*		
Ortalama günlük kazancı (TL)	0.021	0.025	0.402	0.054	0.016	0.001*	0.020	0.224	0.414	0.053	0.014	0.000*		
Toplam yaşı bağımlılık oranı	-0.316	0.067	0.000*	-0.366	0.065	0.000*	-0.316	0.064	0.000*	-0.353	0.058	0.000*		
Türkiye'deki üniversite sayıları	0.148	0.134	0.274	0.435	0.134	0.002*	0.138	0.128	0.282	0.446	0.120	0.000*		
İş kayıtlarına göre girişim sayıları	0.000	8.59e-06	0.138	0.000	8.75e-06	0.000*	-0.000	8.42e-06	0.128	0.000	7.80e-06	0.000*		
TÜFE (Eğitim)	0.109	0.069	0.121	-0.121	0.067	0.072**	0.094	0.067	0.162	-0.118	0.059	0.046**		
Ortalama hanehalkı büyüğlüğü	0.430	0.818	0.600	1.645	0.778	0.038**	0.717	0.761	0.346	1.488	0.695	0.032**		
Ortaöğretimde okullaşma brüt oranı	0.004	0.033	0.908	0.077	0.028	0.007*	0.022	0.033	0.495	0.064	0.025	0.011**		
Sabit	2.531	9.559	0.792	-5.249	10.710	0.626	1.894	9.424	0.841	-12.143	9.828	0.217		
	0.679			0.747										
F_{ist}	16.74	0.000*	23.30		0.000*									
Breusch-Pagan / Cook-Weisberg testi														
λ										0.011	0.003	0.004*		
sigma2								0.066	0.033	0.047**				
Log olabilirlik								2.955	0.470	0.000*	2.948	0.463	0.000*	
								159.761		-158.753				

Not: * p<.01, ** p<.05, *** p<.10 olarak alınmıştır.

Tablo 6: Doğrudan etki sonuçları

Plaka No	İller	Doğrudan etki	Plaka No	İller	Doğrudan etki
1	Adana	0.186361	42	Konya	0.186438
2	Adiyaman	0.186335	43	Kütahya	0.186386
3	Afyonkarahisar	0.186386	44	Malatya	0.186361
4	Ağrı	0.186361	45	Manisa	0.186359
5	Amasya	0.18631	46	Kahramanmaraş	0.186386
6	Ankara	0.186386	47	Mardin	0.18631
7	Antalya	0.186361	48	Muğla	0.18631
8	Artvin	0.186285	49	Muş	0.186361
9	Aydın	0.18631	50	Nevşehir	0.186337
10	Balıkesir	0.186335	51	Niğde	0.186359
11	Bilecik	0.186333	52	Ordu	0.18631
12	Bingöl	0.186361	53	Rize	0.18631
13	Bitlis	0.186335	54	Sakarya	0.186337
14	Bolu	0.186413	55	Samsun	0.186337
15	Burdur	0.186335	56	Siirt	0.18631
16	Bursa	0.186359	57	Sinop	0.186285
17	Çanakkale	0.186283	58	Sivas	0.186413
18	Çankırı	0.186361	59	Tekirdağ	0.186308
19	Çorum	0.186386	60	Tokat	0.186335
20	Denizli	0.186361	61	Trabzon	0.18631
21	Diyarbakır	0.186411	62	Tunceli	0.186283
22	Edirne	0.186285	63	Şanlıurfa	0.18631
23	Elâzığ	0.186337	64	Uşak	0.186312
24	Erzincan	0.186438	65	Van	0.186337
25	Erzurum	0.186438	66	Yozgat	0.186413
26	Eskişehir	0.186359	67	Zonguldak	0.18631
27	Gaziantep	0.186359	68	Aksaray	0.186337
28	Giresun	0.186335	69	Bayburt	0.186335
29	Gümüşhane	0.18631	70	Karaman	0.186285
30	Hakkâri	0.18626	71	Kırıkkale	0.186335
31	Hatay	0.186285	72	Batman	0.186335
32	Isparta	0.186312	73	Şırnak	0.18631
33	Mersin	0.186337	74	Bartın	0.186285
34	İstanbul	0.186258	75	Ardahan	0.186283
35	İzmir	0.186285	76	Iğdır	0.186258
36	Kars	0.18631	77	Yalova	0.186258
37	Kastamonu	0.186337	78	Karabük	0.186337
38	Kayseri	0.186361	79	Kilis	0.186234
39	Kırklareli	0.186258	80	Osmaniye	0.18631
40	Kırşehir	0.186337	81	Düzce	0.186285
41	Kocaeli	0.18631			

Tablo 7: Ortalama doğrudan etki

Değişken	Ortalama	Std. Hata	Olasılık
Doğrudan Etki	0.186	4.90e-06	0.000*

Not: *p<.01 olarak alınmıştır.

Tablo 8: Dolaylı etki sonuçları (Satır etkisi)

Plaka No	İller	Satır Etkisi	Plaka No	İller	Satır Etkisi
1	Adana	0.013546	42	Konya	0.020384
2	Adiyaman	0.011419	43	Kütahya	0.015875
3	Afyonkarahisar	0.015928	44	Malatya	0.013836
4	Ağrı	0.013538	45	Manisa	0.013485
5	Amasya	0.00914	46	Kahramanmaraş	0.015928
6	Ankara	0.01601	47	Mardin	0.009033
7	Antalya	0.013516	48	Muğla	0.009033
8	Artvin	0.006783	49	Muş	0.01375
9	Aydın	0.00898	50	Nevşehir	0.011398
10	Balıkesir	0.011259	51	Niğde	0.013676
11	Bilecik	0.011444	52	Ordu	0.00909
12	Bingöl	0.013781	53	Rize	0.009033
13	Bitlis	0.011286	54	Sakarya	0.011286
14	Bolu	0.018051	55	Samsun	0.011211
15	Burdur	0.011314	56	Siirt	0.00898
16	Bursa	0.013458	57	Sinop	0.006807
17	Çanakkale	0.006672	58	Sivas	0.018288
18	Çankırı	0.013699	59	Tekirdağ	0.00874
19	Çorum	0.015795	60	Tokat	0.011368
20	Denizli	0.013512	61	Trabzon	0.008957
21	Diyarbakır	0.018053	62	Tunceli	0.006893
22	Edirne	0.006594	63	Şanlıurfa	0.009087
23	Elâzığ	0.011452	64	Uşak	0.009167
24	Erzincan	0.020437	65	Van	0.011152
25	Erzurum	0.0203	66	Yozgat	0.018158
26	Eskişehir	0.013859	67	Zonguldak	0.00898
27	Gaziantep	0.013357	68	Aksaray	0.01145
28	Giresun	0.01137	69	Bayburt	0.011391
29	Gümüşhane	0.009089	70	Karaman	0.006889
30	Hakkâri	0.004475	71	Kırıkkale	0.011477
31	Hatay	0.006781	72	Batman	0.011313
32	Isparta	0.009193	73	Şırnak	0.008875
33	Mersin	0.011395	74	Bartın	0.006729
34	İstanbul	0.004446	75	Ardahan	0.006781
35	İzmir	0.006754	76	İğdır	0.004503
36	Kars	0.009007	77	Yalova	0.004501
37	Kastamonu	0.011236	78	Karabük	0.011284
38	Kayseri	0.013781	79	Kilis	0.002276
39	Kırklareli	0.004419	80	Osmaniye	0.009058
40	Kırşehir	0.0114	81	Düzce	0.006807
41	Kocaeli	0.008877			

Tablo 9: Dolaylı etki sonuçları (Sütun etkisi-Manisa)

Plaka No	İller	Sütun Etkisi	Plaka No	İller	Sütun Etkisi
1	Adana	-0.00012	42	Konya	0.009552
2	Adiyaman	0.018625	43	Kütahya	-0.00204
3	Afyonkarahisar	0.004376	44	Malatya	0.022326
4	Ağrı	0.043991	45	Manisa	0.171131
5	Amasya	0.016638	46	Kahramanmaraş	-0.01404
6	Ankara	-0.00458	47	Mardin	-0.02905
7	Antalya	-0.0203	48	Muğla	-0.00752
8	Artvin	0.007446	49	Muş	-0.02178
9	Aydın	-0.0056	50	Nevşehir	-0.01089
10	Balıkesir	-0.00708	51	Niğde	-0.01992
11	Bilecik	-0.00476	52	Ordu	-0.00333
12	Bingöl	0.024675	53	Rize	0.023186
13	Bitlis	-0.02515	54	Sakarya	-0.00587
14	Bolu	-0.00728	55	Samsun	0.01442
15	Burdur	-0.02121	56	Siirt	-0.02584
16	Bursa	-0.01662	57	Sinop	0.007832
17	Çanakkale	-0.00655	58	Sivas	-0.01395
18	Çankırı	-0.00024	59	Tekirdağ	-0.00452
19	Çorum	0.007624	60	Tokat	0.005949
20	Denizli	-0.00488	61	Trabzon	-0.00186
21	Diyarbakır	-0.01413	62	Tunceli	0.002682
22	Edirne	-0.01427	63	Şanlıurfa	0.005613
23	Elâzığ	0.015736	64	Uşak	0.003218
24	Erzincan	-0.00479	65	Van	-0.01918
25	Erzurum	0.01696	66	Yozgat	-0.0242
26	Eskişehir	-0.01243	67	Zonguldak	-0.00351
27	Gaziantep	0.005941	68	Aksaray	-0.00669
28	Giresun	-0.00523	69	Bayburt	0.011032
29	Gümüşhane	-0.01439	70	Karaman	0.016567
30	Hakkâri	0.011486	71	Kırıkkale	-0.01267
31	Hatay	-0.01358	72	Batman	-0.01945
32	Isparta	-0.01255	73	Şırnak	0.006689
33	Mersin	-0.00073	74	Bartın	0.005678
34	İstanbul	0.008389	75	Ardahan	0.008081
35	İzmir	-0.03558	76	İğdır	0.03356
36	Kars	0.021082	77	Yalova	-0.01029
37	Kastamonu	0.007364	78	Karabük	-0.00053
38	Kayseri	-0.00572	79	Kilis	0.002796
39	Kırklareli	-0.00961	80	Osmaniye	-0.01737
40	Kırşehir	-0.0108	81	Düzce	-0.00151
41	Kocaeli	-0.00604			

Tablo 10: Ortalama dolaylı etki

Değişken	Ortalama	St. Hata	Olasılık
Dolaylı Etki	0.011	0.000	0.000*

Not: *p<.01 olarak alınmıştır.

Tablo 11: Toplam etki sonuçları

Plaka No	İller	Toplam Etki	Plaka No	İller	Toplam Etki
1	Adana	0.199905	42	Konya	0.206821
2	Adiyaman	0.197756	43	Kütahya	0.202261
3	Afyonkarahisar	0.202314	44	Malatya	0.200195
4	Ağrı	0.199898	45	Manisa	0.199846
5	Amasya	0.19545	46	Kahramanmaraş	0.202314
6	Ankara	0.202396	47	Mardin	0.195343
7	Antalya	0.199877	48	Muğla	0.195343
8	Artvin	0.193066	49	Muş	0.200111
9	Aydın	0.19529	50	Nevşehir	0.197735
10	Balıkesir	0.197594	51	Niğde	0.200037
11	Bilecik	0.197781	52	Ordu	0.1954
12	Bingöl	0.200142	53	Rize	0.195343
13	Bitlis	0.19762	54	Sakarya	0.19762
14	Bolu	0.204464	55	Samsun	0.197546
15	Burdur	0.197649	56	Siirt	0.19529
16	Bursa	0.199818	57	Sinop	0.19309
17	Çanakkale	0.192955	58	Sivas	0.204701
18	Çankırı	0.200058	59	Tekirdağ	0.195049
19	Çorum	0.202181	60	Tokat	0.197704
20	Denizli	0.199873	61	Trabzon	0.195267
21	Diyarbakır	0.204464	62	Tunceli	0.193176
22	Edirne	0.192877	63	Şanlıurfa	0.195396
23	Elâzığ	0.197788	64	Uşak	0.195477
24	Erzincan	0.206875	65	Van	0.197487
25	Erzurum	0.206738	66	Yozgat	0.204571
26	Eskişehir	0.200222	67	Zonguldak	0.19529
27	Gaziantep	0.199719	68	Aksaray	0.197786
28	Giresun	0.197704	69	Bayburt	0.197727
29	Gümüşhane	0.195398	70	Karaman	0.193174
30	Hakkâri	0.190735	71	Kırıkkale	0.197813
31	Hatay	0.193066	72	Batman	0.197649
32	Isparta	0.195505	73	Şırnak	0.195185
33	Mersin	0.197729	74	Bartın	0.193014
34	İstanbul	0.190704	75	Ardahan	0.193066
35	İzmir	0.193039	76	Iğdır	0.190762
36	Kars	0.195316	77	Yalova	0.19076
37	Kastamonu	0.197571	78	Karabük	0.19762
38	Kayseri	0.200142	79	Kilis	0.188511
39	Kırklareli	0.19068	80	Osmaniye	0.19537
40	Kırşehir	0.197735	81	Düzce	0.193092
41	Kocaeli	0.195183			

Tablo 12: Ortalama toplam etki

Değişken	Ortalama	St. Hata	Olasılık
Toplam Etki	0.197	0.000	0.000 *

Not: * p<.01 olarak alınmıştır.

Tablo 13: Cinsiyete göre üniversite mezunu oranını etkileyen faktörlere ait model tahmin sonuçları

Değişkenler	EKKY						Mekânsal Hata Modeli		
	Kadın			Erkek			Erkek		
	Katsayı	Std. Hata	Olasılık	Katsayı	Std. Hata	Olasılık	Katsayı	Std. Hata	Olasılık
KİŞİ başına GSYH (TL)	0.000	0.000	0.001 *	0.000	0.000	0.045 **	0.356e-04	0.169e-04	0.036 **
Ortalama ilk evlenme yaşı	1.426	0.195	0.000 *	1.413	0.221	0.045 **	1.441	0.213	0.000 *
Geniş ailedeki oluşan hanehalkı sayısı	-9.88e-06	4.78e-06	0.042 **	0.000	5.41e-06	0.000 *	-0.000	5.14e-06	0.000 *
Toplam yaş bağımlılık oranı	-0.038	0.034	0.267	-0.069	0.039	0.081 ***	-0.064	0.037	0.089 ***
İşgücüne katılma oranı (%)	-0.053	0.042	0.213	-0.157	0.048	0.002 *	-0.154	0.045	0.001 *
Yükseköğretimde toplam öğretim elemanı sayısı	0.000	0.000	0.007 *	0.000	0.000	0.000 *	0.000	0.000	0.000 *
Bin kişi başına otomobil sayısı	0.017	0.004	0.000 *	0.012	0.005	0.011 **	0.013	0.004	0.004 *
İl ve İlçe merkezleri nüfusunun toplam nüfus içindeki oranı (%)	0.028	0.008	0.001 *	0.030	0.009	0.003 *	0.021	0.008	0.011 **
Kadın ve erkek arasındaki ücret farkı	-0.015	0.011	0.165	-0.024	0.013	0.061 ***	-0.017	0.011	0.134
Sabit	-28.366	6.665	0.000 *	-16.332	7.547	0.034 **	-17.003	7.307	0.020 **
F _{ist}	0.877		0.790						
Breusch-Pagan / Cook-Weisberg testi	56.33		0.000 *	29.79		0.000 *			
sigma2	0.050		0.827	0.91		0.341			
Log olasılıklarlık							0.089	0.033	0.008 *
							1.158	0.187	0.000 *
							-122.760		

Not: * p<.01, ** p<.05, *** p<.10 olarak alınmıştır.

5. SONUÇ

Bu çalışmanın amacı, toplumsal cinsiyet olgusu temelinde, Türkiye’de 81 il bazında kadın ve erkeklerin ortaöğretimde okullaşma, lise ve üniversite mezunu oranının sosyo-ekonomik göstergeler arasındaki ilişkisini mekânsal ekonometrik analiz ile incelemek ve cinsiyete göre sosyo-ekonomik göstergeler açısından farklılıklarını ele almaktır. Mekânsal ekonometrik analiz ile iller arasında kadınların ve erkeklerin eğitimleri bakımından bir etkileşim olup olmadığı ve cinsiyetler arası farklılıklar görülebilmektir. Bu çalışmada ilk olarak mekânsal otokorelasyon dikkate alınmadan cinsiyete dayalı eğitim seviyeleri (ortaokullaşma oranı, lise mezunu oranı ve üniversite mezunu oranı) üzerinde sosyo-ekonomik faktörler dikkate alınarak kadın ve erkek için En Küçük Kareler tahminleri elde edilmiştir. Elde edilen tahmin sonuçlarında hata terimleri arasında mekânsal otokorelasyon bulunmuş ve mekânsal etkileşimi dikkate alan mekânsal ekonometrik analiz yöntemi ile tahminleme yapılması gerektiği ortaya çıkmıştır. Seçilen iki ilin ortak sınıra sahip olması ile oluşan komşuluk ilişkisinde, hata terimleri arasında mekânsal otokorelasyonun olup olmadığı Moran I testi ile ortaya çıkarılmıştır. Bu test sonucuna göre, kadınlarda ortaokullaşma oranı ve lise mezunu oranları dikkate alınarak elde edilen modellerde hata terimleri arasında pozitif yönlü mekânsal otokorelasyonun varlığı bulunurken üniversite mezunu seviyesinde mekânsal otokorelasyon bulunmamıştır. Erkeklerde ise, lise mezunu ve üniversite mezunu eğitim seviyesi dikkate alınarak elde edilen modellerde, hata terimleri arasında pozitif yönlü mekânsal otokorelasyonun varlığı bulunurken; ortaokullaşma oranında mekânsal otokorelasyon bulunmamıştır. Mekânsal ilişki bulunan eğitim seviyelerinde kadın ve erkekler ait hangi modelin kullanılacağına karar verebilmek için spesifikasyon testlerine bakıldığından kadınlarda mekânsal hata modelinin kullanılması gerektiği ortaya çıkmıştır. Erkeklerde ise, lise mezunu oranını dikkate alan istatistiğine göre mekânsal gecikme modeli kabul edilmiştir. Üniversite mezun oranları dikkate alındığında ise, istatistiği istatistiksel olarak anlamlı bulunmuş ve mekânsal hata modeli kabul edilmiştir.

Elde edilen model tahmin sonuçları incelendiğinde kadınların ortaokullaşma oranı üzerinde kişi başına GSYH, toplam ortaöğretim sayısı, merkezi yönetim bütçe harcamaları ve yaşı bağımlılık oranının pozitif etkisi görülmüşken, işgücüne katılım oranı, kadınların ortalama günlük kazancı ve çocuk nüfusun toplam nüfus içindeki oranının negatif etkisi görülmüştür. Gini katsayısının kadınların ortaokullaşma oranı üzerindeki etkisinin anlamsız olduğu görülmüştür. Kadınların ortaokullaşmasında hata terimi p katsayısı istatistiksel olarak anlamlı bulunmamış ve bu sonuç bir ildeki eğitim düzeyinin komşu ildeki eğitim düzeyini etkilemediğini ortaya koymuştur. Mekânsal hata modeline göre kadınların lise mezunu olma oranı üzerinde işsizlik oranı, ortalama günlük kazanç, Türkiye’de illere göre üniversite sayıları, iş kayıtlarına göre girişim sayısı, eğitimin dikkate alındığı TÜFE, ortalama hanehalkı büyülüğu, ortaöğretimde okullaşma oranının etkisi anlamsız bulunurken; erkeklerde ait gecikme modelinde ise tüm değişkenlerin etkisinin anlamlı olduğu görülmüştür ve katsayılar yorumlanırken doğrudan, dolaylı ve toplam etkiler dikkate alınmıştır. Erkeklerin üniversite mezunu olması üzerinde kadın ve erkek arasındaki ücret farkı değişkeninin katsayıısı dışında tüm değişkenlerin katsayıları istatistiksel olarak anlamlıdır. Geniş aileden oluşan hanehalkı sayısı, toplam yaşı bağımlılık oranı, işgücüne katılma oranının erkeklerin üniversite mezunu olması üzerinde negatif etkisi bulunurken; ortalama ilk evlenme yaşı, yüksekokreşitimde toplam öğretim elemanı sayısı, bin kişi başına otomobil sayısı ve il ve ilçe merkezleri nüfusunun toplam nüfus içindeki oranının ise pozitif yönde etkisi ortaya çıkmıştır. Elde edilen bu sonuçlar doğrultusunda eğitim bakımından iller arasında ortaya çıkan etkileşimlerin kadın ve erkekler arasında oluşan farklılıklarla birlikte bireylerin eğitimlerini etkileyen sosyo-ekonomik faktörler bakımından da bu farklılıkların ortaya çıktığı görülmüştür. Özellikle lise mezunu kadınların oranını etkileyen faktörlere bakıldığından ortalama ilk evlenme yaşıının ve toplam yaşı bağımlılık oranının bu eğitim düzeyindeki etkisinin anlamlı olduğu ortaya çıkmıştır. Diğer değişkenlerin etkisinden ziyade bağımlılığın azalması ve ilk evlenme yaşıının artması ile kadınların lise mezunu olma oranlarının arttığı görülmüştür. Erkeklerde böyle bir durum söz konusu değildir. Erkeklerin eğitimlerinin artması modellerde ele alınan değişkenlerin çoğuna bağlı olarak anlamlı bir şekilde etkilendigini göstermiştir.

Bu doğrultuda, toplumsal cinsiyet eşitliğinin sağlanmasına katkı sağlayacak bölgesel bazda politikaların geliştirilmesi önemlidir. Öncelikle kadınların işgücüne katılımları teşvik edilmeli, esnek çalışma ortamları sağlanarak kendilerinin yönetebileceği işletmeler kurmaları için gerekli finansman ve hizmetlere erişim desteği verilmelidir. Kadınların ekonomik açıdan güçlü hale getirilmesi ve bölgesel bazda politikaların geliştirilmesi ile fırsat eşitliğinin sağlanması gerekmektedir. Kadın ve erkekler arasındaki ücret farklılıklarını ortadan kaldırılmalıdır. Politika yapıcılığı tarafından “eşit işe eşit ücret” verilerek ücret farklılıklarının oluşmasına engel olunacak gerekli

düzenlemelerin yapılması gerekmektedir. Özellikle toplum içerisinde kadınların erkeklerle eşit eğitim fırsatlarına sahip olması ve toplumda erkekler kadar aktif rol almaları ülkemizin gelişmesinde oldukça önem arz etmektedir.

KAYNAKÇA

- Ağdemir, S. (1991). "Aile ve Eğitim", *Aile ve Toplum*, 1/1, 1-109.
- Akça, H. ve Ela, M. (2012)." Türkiye'de Eğitim, Doğurganlık ve İşsizlik İlişkisinin Analizi", *Maliye Dergisi*, 163, 22-242.
- Akın, U. (2009). "Türkiye'de Eğitim Bütçesi", *Millî Eğitim*, 184, 8-24.
- Akkaş, İ. (2019). "Cinsiyet ve Toplumsal Cinsiyet Kavramları Çerçevesinde Ortaya Çıkan Toplumsal Cinsiyet Ayrımcılığı", *Ekev Akademi Dergisi* Özel Sayısı, 97-118.
- Anselin, L. (2010). "Thirty years of spatial econometrics", *Papers in Regional Science*, 89/1, 3-25.
- Anselin, L. (2001). *Spatial Econometrics. A Companion to Theoretical Econometrics* (ss. 310-330). Blackwell Publishing.
- Anselin, L. (1988). *Spatial Econometrics: Methods and Models*. Kluwer Academic. Springer, 1-284.
- Anselin, L. ve. Bera, A. K. (1998). "Spatial Dependence In Linear Regression Models with an Introduction To Spatial Econometrics", *Handbook of Applied Economic Statistics*, 237-289.
- Anselin L., ve Florax, R. (1995). "Small sample properties of tests for spatial dependence in regression models", *New Directions in Spatial Econometrics*, (Ed: L. Anselin and R. Florax), Springer-Verlag, Berlin.
- Anselin, L. and Rey, S. (1991). "Properties of Tests for Spatial Dependence in Linear Regression Models", *Geographical Analysis*, 23, 112-131.
- Aral, N. ve Aytaç, M. (2016). "Kadınların İşgücüne Katılım Oranlarının Mekansal Analizi", XVII. Uluslararası Ekonometri, Yöneylem Araştırması ve İstatistik Sempozyumu, Sivas.
- Arbia, G. (2014). *A Primer For Spatial Econometrics: With Applications in R*, Heidelberg, Springer-Verlag Berlin.
- Baran, D. (2021). *Türkiye'de Cinsiyet Eşitsizliği ve Ekonomik Kalkınma: İller Düzeyinde Bir Mekânsal Veri Analizi*. (Yayınlanmamış Yüksek Lisans Tezi), Bursa Uludağ Üniversitesi.
- Basu, S. ve Thibodeau, T.G (1998). "Analysis of Spatial Autocorrelation in House Prices", *The Journal of Real Estate Finance and Economics*, 17/1, 61-85.
- Berber, M. ve Eser, B. Y. (2008). "Türkiye'de Kadın İstihdamı: Ülke ve Bölge Düzeyinde Sektörel Analiz", *İSGUC Endüstri İlişkileri ve İnsan Kaynakları Dergisi*, 10/2: 1-16.
- Bhasin, K. (2003). *Toplumsal Cinsiyet*. (Çev: K. AY), Kada Yayınları, İstanbul.
- Bilen, M. ve Çalışır, M. (2019). Türkiye'de Gelir Dağılımı ile Eğitim Arasındaki İlişki: Ardl Sınır Testi ile Analizi. *Akademik İncelemeler Dergisi*, 14(2), 1-30.
- Burridge, P. (1980). "On the Cliff-Ord Test for Spatial Autocorrelation", *Journal of the Royal Statistical Society*, 42, 107-108.
- Carmichael, S. (2011). "Marriage and power: Age at first marriage and spousal age gap in lesser developed countries", *The History of the Family*, 16(4), 416-436.
- Çatalbaş, G. K. (2015). "Kadınların İşgücüne Katılımını Belirleyen Faktörlerin Belirlenmesi: Panel Veri Yaklaşımı", *Kafkas Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*, 10(32), 249-280.
- Çemrek, F. ve Şeker, T.. (2020). "Türkiye'de Kadın İşsizlik Oranlarının Yapısal Kırılmalı Birim Kök Testleri ile İncelenmesi", *Ankara Hacı Bayram Veli Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*, 20th International Symposium on Econometrics, Operations Research and Statistics EYI 2020 Special Issue, 117-132.
- Choo, S. ve Mokhtarian, P.L. (2004). *What Type of Vehicle do People Drive? The Role of Attitude and Lifestyle in Influencing Vehicle Type Choice*, Transportation Research Part A: Policy and Practice.
- Cinel, E. A. ve Yolcu, U. (2021). "Eğitim, Yaş ve Cinsiyetin İşsizlik Oranı Üzerindeki Etkiler: Türkiye Örneği", *Elektronik Sosyal Bilimler Dergisi*, 20(78), 844-858.

- Doğrul, G. ve Yıldırım, K. (2008). "Çalışmak ya da Çalışmamak: Türkiye'de Kentsel Alanlarda Yaşayan Kadınların İşgücüne Katılmama Kararlarının Olası Belirleyicileri", *Anadolu Üniversitesi Sosyal Bilimler Dergisi*, 8(1), 239-262.
- Elhorst, J. P. (2014). *Spatial Econometrics From Cross-Sectional Data to Spatial Panels*. Springer Briefs In Regional Science, 1-119.
- Er, Ş. (2013). "Türkiye'de Kadınların İşgücüne Katılım Oranını Etkileyen Faktörlerin Bölgesel Analizi", *Öneri Dergisi*, 10/40, 35-44.
- Filiz, A. (2020). "Underemployment, Unemployment, Gender and Changing Conditions of (Non)Work under Neoliberalism", *Journal of Economy Culture and Society*, 61, 341-353.
- Fischer, M.M. and Wang, J. (2011). *Spatial Data Analysis: Models, Methods, and Techniques*, Springer, New York.
- Florax, R. J. (2003). "Specification Searches in Spatial Econometrics: The Relevance of Hendry's Methodology", *Regional Science and Urban Economics*, 33/5, 557-579.
- Güçlü, M. (2017). "Türkiye'de Kadınların Bölgesel İşgücüne katılımının Belirleyicileri", *Hacettepe Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakülte Dergisi*, 35/3, 83-102.
- Günay, G. ve Bener, Ö. (2011). "Kadınların Toplumsal Cinsiyet Rolleri Çerçevesinde Aile İçi Yaşamı Algılama Biçimleri", *TSA Türkiye Sosyal Araştırmalar Dergisi*, 15/3, 157-171.
- Kalnins, A. (2003). "A Hamburger Prices and Spatial Econometrics", *Journal of Economics Management Strategy*, 12/4, 591-616.
- Kızılgöl, Ö. A. (2012). "Türkiye'de Eğitimde Cinsiyet Eşitsizliğinin Yoksulluk Üzerindeki Etkisi", *Yönetim ve Ekonomi*, 19/1, 179-191.
- Lawton, C. A. (2001). Gender and Regional Differences in Spatial Referents Used in Direction Giving. *Sex Roles*, 44(5/6), 321-337.
- LeSage, J. P. (1998). *Spatial Econometrics*. <https://www.spatial-econometrics.com/html/wbook.pdf> (21.04.2019)
- McCall, L. (1998). "Spatial Routes to Gender Wage (In)equality: Regional Restructuring and Wage Differentials by Gender and Education", *Economic Geography*, 74/4, 379-404.
- Moran, P. A. P. (1948). "The Interpretation of Statistical Maps", *Journal of the Royal Statistical Society: Series B (Methodological)*, 10(2), 243-251.
- Ökten, Ş. (2009). "Toplumsal Cinsiyet ve İktidar: Güneydoğu Anadolu Bölgesi'nin Toplumsal Cinsiyet Düzeni", *Uluslararası Sosyal Araştırmalar Dergisi*, 2/8, 302-312.
- Özaydınlık, K. (2014). "Toplumsal Cinsiyet Temelinde Türkiye'de Kadın ve Eğitim", *Sosyal Politika Çalışmaları Dergisi*, 33, 93-112.
- Özpolat, A. ve Yıldırım, M. (2009). "Gelişmekte Olan Ülkelerde Kadın Eğitimi ve Büyüme İlişkisi", *Anadolu International Conference in Economics*, 17(19), 17-19.
- Öztürk, Ö. (2015). Üniversite Mezunu Kadınların İşsizlik Süreçlerinin Değerlendirilmesi. (Yayınlanmamış Yüksek Lisans Tezi). Hacettepe Üniversitesi, Ankara.
- Pehlivan, P. V. (2016). "Toplumsal Cinsiyet Bağlamında Kuramsal Yaklaşımlar: Bir Literatür Taraması", *İstanbul Üniversitesi Sosyal Bilimler Dergisi*, 1/31, 497-521.
- Pekel, E. (2019). "Toplumsal Cinsiyet Rolleri ve Kadının Çalışma Hayatındaki Konumu", *Balkan ve Yakın Doğu Sosyal Bilimler Dergisi*, 5/1, 30-39.
- Reilly, D. ve Andrews, D. L. N. (2016). "Gender Differences in Spatial Ability: Implications for STEM Education and Approaches to Reducing the Gender Gap for Parents and Educators", *Visual-spatial Ability in STEM Education*, 195-224.
- Tobler, W. R. (1979). *Cellular geography*. In: Gale S, Olsson G (eds) *Philosophy in Geography*. (pp. 379–386).
- Ulusoy, A., Karakurt, B. ve Akbulut, E. (2015). "Eğitim Harcamalarının Gelir Dağılımına Etkisi: Türkiye'de Yükseköğretim Gelir Eşitsizliğini Giderici İşlevi", *Maliye Araştırmaları Dergisi*, 1(2), 45-74.
- UNDP. (2012). Dünya Kalkınma Raporu, <http://www.undp.org.tr/gozlem2.aspx?websayfano=3312>

- Urhan, C. ve Yücel, G. (2019). "Sürdürülebilir Kalkınma Yolunda Kadın İşgücü", *TSKB Tematik Bakış*, 1-7.
- Üstündağ, İ. (2017). *Toplumsal Cinsiyet Eşitliğinin Ortaöğretim Düzeyinde Sosyolojik Öğretimi*. (Yayınlanmamış Yüksek Lisans Tezi), Gazi Üniversitesi, Ankara.
- Vatandaş, C. (2007). "Toplumsal Cinsiyet ve Cinsiyet Rollerinin Algılanışı", İstanbul Üniversitesi Sosyoloji Konferansları Dergisi, 29-56.
- Yang, T. C., Noah, A. J. ve Shoff, C. (2015). "Exploring Geographic Variation In US Mortality Rates Using A Spatial Durbin Approach", *Population, Space and Place*, 21/1, 18-37.
- Ye, N. J., Li, W. J., Li, Y. ve Bai, Y. F. (2017). "Spatial Econometric Research on the Relationship between Highway Construction and Regional Economic Growth in China: Evidence from the Nationwide Panel Data", 1st International Global on Renewable Energy and Development (IGRED 2017) IOP Conf. Series: Earth and Environmental Science 100.
- Yenilmez, F. (2018). "Türkiye'de İşgücüne Katılma Oranı-İşsizlik Oranı İlişkisi: Cinsiyet ve Eğitim Düzeyine Dayalı Bir Analiz", *Eskişehir Osmangazi Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Dergisi*, 13/2, 55-76.
- Yıldız, Ö. (2013). "İşverenlerin Bakış Açısından Türkiye'de Kadın İstihdamı: Bir Alan Araştırması", *Dokuz Eylül Üniversitesi Edebiyat Fakültesi Dergisi*, 2/3, 95-110.
- Yüksel, Y. D. (1999). "Toplumsal Cinsiyet Olgusu ve Türkiye'deki Toplumsal Cinsiyet Kalıplarının Televizyon Dizilerinde Yansımaları", *Kurgu Dergisi*, 16, 67-81.
- Zeren, F. ve Savrul, B. K. (2018). "Kadınların İşgücüne Katılım Oranı, Ekonomik Büyüme, İşsizlik Oranı ve Kentleşme Oranı Arasındaki Saklı Koentegrasyon İlişkisinin Araştırılması", *Yönetim Bilimleri Dergisi*, 15/30, 87-103.
- Zeren, F., Yıldız, V. ve İşlek, H. (2021). "İtalya'da Covid-19'un Bölgeler Arası Yayılımı: Keşfedici Mekânsal Veri Analizi", *Elektronik Sosyal Bilimler Dergisi*, 20/79, 1432-1442.

Beyan ve Açıklamalar (Disclosure Statements)

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