

Suç-Gelir Dağılımı İlişkisinde Mekansallığın Etkisi: Türkiye’de İBBS 2 Düzey Bölgeleri İçin Bir Analiz

The Effect of Spatiality on Crime-Income Distribution Relationship: An Analysis of NUTS 2 Level Regions in Turkey

Uğur Çapar¹, Nihal Yayla²

Öz

Suç, tüm sosyal bilimcilerin olduğu gibi iktisatçıların da oldukça ilgisini çeken bir konudur. Suç ile pek çok makroekonomik değişken arasında farklı düzeylerde ilişkiler bulunmaktadır. Bu değişkenlerden biri de toplumda yaratılan gelirin birimler arasında adil bir şekilde dağıtılması durumunu ifade eden gelir dağılımıdır. Toplumlar da suç olgusunun beslenmesinde gelir dağılımındaki bozulmaların etkili olduğu sonucuna ulaşan birtakım çalışmalar mevcuttur. Bu çalışmada, literatürden farklı olarak suç ve gelir dağılımı arasındaki ilişkinin mekansallık içerip içermediği yani bölgelerin sınır komşuluklarının suç-gelir dağılımı ilişkisinde belirleyici bir özellik taşıyıp taşımadığı araştırılmaktadır. Bu amaçla Türkiye İstatistik Kurumu (TÜİK) bölgesel veri tabanından elde edilen 2016 yılına ait veriler kullanılarak Türkiye’de gelir dağılımı eşitsizliği ile mala karşı işlenen suçlar arasındaki ilişki yatay kesit verileriyle İBBS 2 (İstatistik Bölge Birimleri Sınıflandırması) düzey bölgeleri için mekansal ekonometrik yöntemler kullanılarak incelenmiştir. Mekansal belirleme testlerinin sonuçları, Mekansal Hata Modelinin en uygun model olduğunu göstermektedir. Çalışmanın bulguları, Türkiye’de İBBS 2 düzey bölgeleri için suç ile gelir dağılımı arasında pozitif ve anlamlı bir ilişki olduğunu gösterirken mekansallık etkisinin de bulunduğu işaret etmektedir. Sonuç olarak, Türkiye’de 26 İBBS 2 düzey bölgesinde suç-gelir dağılımı ilişkisinde bölgelerin sınır komşuluklarının etkili olduğunu söylemek mümkündür. Bu durum gerek gelir dağılımı gerekse suçu önlemeye yönelik politikalarda bölgelerin komşuluk ilişkilerinin de dikkate alınması gerektiğine işaret etmektedir.

Anahtar Kelimeler: Gelir Eşitsizliği, Suç, Düzey 2 bölgeleri, Gini, Mekansal Modeller

Abstract

Crime is a subject that is of great interest to economists as well as all social scientists. There are different levels of relationship between crime and many macroeconomic variables. One of these variables is the income distribution, which implies that the income generated in the society is distributed fairly among the agents. There are a number of studies which conclude that income distribution is effective in feeding the crime phenomenon in societies. In this study, unlike the literature, it is investigated whether the relationship between crime and income distribution includes spatiality, that is, whether the border neighborhoods of the regions carry a decisive feature in the relationship between crime and income distribution. For this purpose, the relationship between income inequality and crimes against property was studied using spatial econometric methods for NUTS 2 level regions in Turkey. The data is obtained from Turkish Statistical Institute (TurkStat) local database for 2016. The results of the spatial determination tests show that the Spatial Error Model is the most appropriate model. The findings of the study illustrates that for NUTS 2 level regions in Turkey there are positive and significant relationship between income distribution and crime, and also suggests a spatiality effect. As a result, for the 26 NUTS 2 level regions in Turkey, it is possible to say that border neighborhood is effective in crime-income distribution relationship. This suggests that the neighborhood relations should be taken into consideration in both income distribution and crime prevention policies.

Keywords: Income inequality, Crime, NUTS 2 regions, Gini, Spatial Models

Araştırma Makalesi [Research Paper]

JEL: R10, K00, C21

Submitted: 22 / 11 / 2019

Accepted: 13 / 10 / 2020

¹ Doktora Mezunu, PAU-SBE, Kınıklı Kampüsü, Pamukkale-DENİZLİ, ugurcpr@gmail.com, Orcid: 0000-0002-0292-8473

² Prof. Dr., PAU-İİBF İktisat Bölümü, Kınıklı Kampüsü, Pamukkale-DENİZLİ, nyayla@pau.edu.tr, Orcid: 0000-0002-0647-5088

Giriş

Suç, insanlığın başlangıcına kadar götürülebilecek bir kavramdır. Birçok disiplin suçun ortaya çıkış nedenlerini, dinamiklerini açıklamaya çalışmış ve bununla ilgili çıkarımlarda bulunmuştur. İktisatçıların bu konuyla ilgili yaptığı çalışmalar açısından ise Becker (1968)'in suç olgusunu fayda/maliyet analizi kapsamında ele aldığı çalışma bir kilometre taşı olarak görülebilir. Bu çalışmada suçtan elde edilecek gelir ile buna karşın katlanılacak maliyet hesaplanmaktadır. Suçtan elde edilecek faydanın maliyetinden daha fazla olması durumunda rasyonel birey suç işleme eğiliminde olacaktır. Diğer bir ifadeyle bireylerin karar verme sürecinde suçu işleyen yakalanma olasılığı ile birlikte yasal olan alternatif işlerin göreceli olarak geliri de önemli olmaktadır.

Biçimsel olarak suç işleme mekanizması şu şekilde işlemektedir (Dursun, 1997: 4): Bir kişinin yasal yollardan elde edeceği gelir " X ", aynı kişinin işlediği suçtan elde edeceği gelir " Y ", yakalanıp mahkum olma olasılığı " p ", yakalanıp ve mahkum olursa verilen cezanın para olarak karşılığı " Z " olarak gösterilsin. Bu kişinin yasal bir işten elde edeceği fayda $U(X)$ iken yasal olmayan bir işten elde edebileceği fayda $U(Y)$ ise belli değildir. Çünkü Y 'den elde edilecek olan fayda kişinin yakalanıp yakalanmamasına bağlıdır. Böylelikle kişinin yasal olmayan yollardan beklediği fayda ($E(U)$), $U(Y)$ ile kişinin yakalanmama olasılığı olan $(1 - p)$ 'nin çarpımına $U(Y - Z)$ ile kişinin yakalanma olasılığı olan p 'nin çarpımının eklenmesiyle bulunur. $E(U)$ kişinin yasal olmayan yollardan beklediği gelir olarak gösterilirse bu eşitlik şu şekilde yazılabilir:

$$E(U) = (1 - p)U(Y) + pU(Y - Z) \quad (1)$$

Warren (1978)'e göre $U(X) > E(U)$ olduğu sürece kişi yasal olmayan yollara başvurmayacak, $U(X) < E(U)$ olduğunda yasal olmayan işlerle uğraşacaktır. Buradan çıkarılacak sonuç yasal yollardan elde ettiği gelir düzeyi (X) düşük olanların suça daha büyük bir oranda katılma eğiliminde olduklarıdır. Mahkum olan kimselerin de X , p veya Z yeterli düzeyde yüksek olmadığı sürece yani $U(X)$, $E(U)$ 'dan büyük olmadığı sürece yeniden suç işleyebilecekleri kabul edilebilir.

Bir toplumda suç düzeyinin ekonomik, sosyolojik, psikolojik vb. faktörlere bağlı olduğu literatürde de yer almaktadır. Ekonomik faktörlerin diğerlerine kıyasla daha ölçülebilir olmaları bu faktörlerle suç olgusu arasındaki ilişkilerin daha sıklıkla ele alınmasında önemli bir etkidir. Suç oranlarını etkileyen ekonomik faktörlerden özellikle gelir, gelir dağılımı, istihdam, yoksulluk, eğitimin literatürdeki çalışmalarda sıklıkla kullanıldığı gözlemlenmektedir. Suç ve gelir arasındaki ilişkide en yaygın kullanılan ekonomik değişkenler ise gelir düzeyi ve gelir dağılımı olmaktadır (Yıldız vd., 2011: 21).

Bu çalışmanın amacı Türkiye'de bölgesel olarak suç ve gelir dağılımı arasındaki ilişkinin bölgelerin komşuluklarından ne düzeyde etkilendiğinin araştırılmasıdır. Elbette ki suçu etkileyen tek değişken gelir dağılımı eşitsizliğini ifade eden Gini katsayısı değildir. Fakat burada yapılmak istenen bölgesel düzeyde suç oranlarını belirleyen faktörleri tespit etmekten ziyade bu faktörlerden biri olan gelir dağılımı eşitsizliği ile suç arasındaki ilişkiye mekansallık boyutundan bakmaktır. Bu kapsamda Türkiye'de 26 Düzey 2 bölgesinde mala karşı işlenen suç ile gelir dağılımı arasındaki ilişkiler bu bölgelerin komşuluk ilişkileri dikkate alınarak analiz edilmiştir.

Bu bağlamda çalışmanın birinci bölümünde suç ve ekonomik değişkenler arasındaki ilişkiye yönelik literatürden bahsedilerek ikinci bölümde kullanılan metodoloji hakkında bilgi verilmektedir. Üçüncü bölümde veri seti, değişkenler ve model ile ilgili açıklamalardan sonra dördüncü bölümde analizden elde edilen bulgular yorumlanmıştır. Son olarak çalışmanın genel değerlendirmesine sonuç bölümünde yer verilmektedir.

1. Literatür Taraması

Ehrlich (1973)'in 1960 yılı verilerini kullanarak ABD için gerçekleştirdiği çalışmada yüksek gelir düzeyine sahip olanların şahsa karşı işlenen suçlar ve malvarlığına karşı işlenen suçlarla daha çok ilişkili olduğu tespit edilmiştir. Yine ABD için Fleisher (1966)'in, gerçekleştirdiği analizler, gelir ile suç arasında negatif yönde bir ilişkinin olduğunu göstermektedir. Yüksek ve düşük gelir grubuna dahil olan erkekler kıyaslandığında gasp, hırsızlık gibi nedenlerle tutuklanma oranının yüksek gelir grubuna dahil erkeklerde daha düşük olduğu tespit edilmiştir. Ancak analiz sadece yüksek gelir gruplarıyla gerçekleştirildiğinde gelir ile suç arasında herhangi bir ilişki görülmemiştir.

Baharom ve Habibullah (2009), 1993-2001 döneminde Güney Kıbrıs, Danimarka, Estonya, Finlandiya, Fransa, Yunanistan, Macaristan, Hollanda, Norveç, İsveç ve İsviçre ülkelerini ele alarak yaptıkları çalışmalarında suç, işsizlik ve gelir düzeyi arasındaki ilişkileri incelemişlerdir. Sonuç olarak, suç üzerinde işsizliğin pozitif, gelir düzeyinin de negatif yönde önemli etkileri olduğunu belirtmişlerdir.

Finlandiya'da sosyo ekonomik durumun suç ile ilişkisini araştıran Aaltonen vd., (2011), çalışmaları gelirin sosyoekonomik statüyü etkileyen en önemli unsurlardan birisi olduğunu ifade etmektedir. Ancak sosyoekonomik statünün daha aşağı

seviyede olması suç türleri üzerinde etkili iken eğitim, işsizlik, meslek gibi değişkenlerin gelir düzeyi ile kıyaslandığında suç üzerinde daha etkili oldukları görülmektedir.

Luiz (2001), 1960-1993 dönemi için Güney Afrika'da kişi başına düşen suç sayısı ile kişi başına gelir, kişi başına polis sayısı, tutuklanma oranı ve politik istikrarsızlık değişkenlerini kullanarak oluşturduğu modelin sonucunda açıklayıcı değişkenler ile bağımlı değişken olarak alınan mala karşı işlenen suçlar arasında herhangi bir ilişki bulunmadığı sonucuna ulaşmıştır. Diğer taraftan saldırı suçları ile kişi başına gelir arasında ise negatif yönlü bir ilişki olduğu tespit edilmiştir.

Suçu etkileyen unsurlar konusundaki literatürde gelir düzeyi dışında gelir dağılımının da kullanıldığı görülmektedir. Gelir dağılımındaki eşitsizlik ve suç arasındaki ilişki üç teori ile açıklanmaktadır: Becker (1968)'in ekonomik suç teorisi, Merton (1938)'in gerilim teorisi, Shaw ve McKay (1942)'in sosyal düzensizlik teorisi. Mülkiyet suçları Becker'in ekonomik suç teorisi, şiddet suçları ise Merton'un gerilim teorisi ve Shaw ve McKay'in sosyal düzensizlik teorisi ile daha iyi açıklanabilir (Thorbecke ve Charumilind, 2002: 1491-1492). Bu çalışmanın kapsamı dışında yer aldığından bu teoremler hakkındaki detaylara yer verilmemiştir.

Fleisher (1966), ABD'de gelir dağılımı adaletsizliğinin, suçu etkileyen önemli bir değişken olduğunu tespit etmiştir. 45 Avrupa, Orta doğu ve Asya ülkesini konu alan ve 1970-1994 dönemini kapsayan çalışmada ise Fajnzylber, Lederman, ve Loayza (2002a) gelir dağılımı eşitsizliğinin ile cinayet ve gasp suçları üzerindeki etkisini ele almışlardır. Çalışmanın sonucunda değişkenlerin arasında pozitif ve anlamlı bir etkinin var olduğunu ortaya koymuşlardır. Fajnzylber, Lederman ve Loayza (2002b) eşitsizlik ve şiddet suçları arasındaki ilişkiyi araştırdıkları çalışmalarında ise değişkenler arasında pozitif ve anlamlı bir ilişkinin bulunduğunu ortaya koymuşlardır.

Yine elli üç ABD bölgesini ve 1949-1970 dönemini kapsayan Danziger ve Wheeler (1975)'in çalışması gasp ve evden hırsızlık suçlarının gelir dağılımı ile pozitif bir ilişkisinin olduğunu vurgulamaktadır. Freeman (1982) ABD'de işgücü piyasası ile suç arasındaki ilişkiyi araştırdığı çalışmasında da gelir eşitsizliği ile suç arasında pozitif bir ilişkinin varlığı sonucuna ulaşmıştır.

Blau ve Blau (1982)'nin ABD'de 125 metropolitan bölgede suç ile yoksulluk, etnik köken, gelir dağılımı vb. değişkenler arasındaki ilişkiyi konu alan araştırmalarında sosyoekonomik eşitsizliklerin ırk grupları itibariyle suç üzerinde pozitif etki yarattığı sonucuna ulaşmıştır. Gelir dağılımının toplam suçlar üzerindeki etkisinin yanında cinayet ve saldırı suçları üzerinde de pozitif etki yarattığı tespit edilmiştir.

Kelly (2000) ise 1991 yılında ABD eyaletlerinde şiddet unsuru içeren suçlar ve mala karşı işlenen suçlar ile gelir dağılımındaki eşitsizliği arasındaki ilişkiyi yatay kesit yöntemini kullanarak gerçekleştirdiği çalışmasının sonucu olarak bu değişkenlerin arasında güçlü bir ilişkinin varlığını tespit etmiştir.

İsveç bölgelerini ele alan Nilsson (2004)'in, 1973-2000 dönemi için gelir dağılımındaki eşitsizlik ile suç arasındaki ilişkiyi panel veri yöntemiyle incelediği çalışmada, mala karşı işlenen suçlarda medyan gelirin % 10 altında olan nüfusun üzerinde pozitif ve anlamlı bir sonuca sahip olduğu görülmüştür.

İmrohoroğlu vd., (2004) ABD'yi 1980-1996 dönemi için mala karşı işlenen toplam suçlar açısından ele almışlardır. Zaman serisi analiziyle dinamik denge modelini kullandıkları çalışmalarında açıklayıcı değişken olarak gelir, gelir eşitsizliği, işsizlik, yaş, beşeri sermaye, polis sayısı değişkenlerini kullanmışlar ve gelir eşitsizliği ile suç değişkenlerinin pozitif bir ilişkiye sahip olduğu sonucuna ulaşmışlardır.

Brush (2007), 1990-2000 dönemi için Amerika eyaletlerini kapsayan çalışmada bir zaman serisi analizi ve 2000 yılı için de bir yatay kesit analizi yapmış ve zaman serisi analizinde gelir dağılımı eşitsizliği ve suç arasında negatif bir ilişki bulurken, yatay kesit analizinde pozitif bir ilişki elde etmiştir. Choe (2008)'nin yine ABD'yi 1995-2004 dönemi için gelir eşitsizliği ve suç ilişkisi açısından incelediği çalışmada yüz bin kişi başına düşen suç sayısı ile işsizlik, üniversite mezunu, yaş, etnik köken, şehirleşme oranı ve yoksulluk oranı değişkenlerini dikkate alınmıştır. Sonuç olarak gelir eşitsizliğinin, evden hırsızlık ve gasp suçları üzerinde anlamlı ve pozitif yönlü etkisi olduğu tespit edilmiştir.

Keshavarz ve Markazi (2011), 1997-2005 yılları arasında İran için yaptıkları panel veri analizi sonucunda Gini katsayısının mala karşı işlenen suçlarda pozitif etkiye sahip olduğunu belirtmişlerdir. Yine İran için Izadi ve Pirae (2012) tarafından 1984-2008 döneminde yapılan çalışmada gelir dağılımındaki eşitsizliğin suç oranını pozitif ve istatistiksel olarak anlamlı etkilediği tespit edilmiştir.

Cheong ve Wu (2013), 1997-2007 dönemi için Çin'in bölgelerini baz alarak bölgeler arasındaki gelir eşitsizliği ve suç ilişkisini incelemişlerdir. Bağımlı değişken olarak on bin kişi başına düşen suç ve soruşturma sayısı, bağımsız değişken olarak ise kişi başına düşen gelir, gelir eşitsizliği, kırsal kesimin tüketim oranı, caydırıcı değişken (halk güvenlik ajansı harcamaları), istihdam, eğitim, enflasyon gibi değişkenler kullanılmıştır. Sonuç olarak gelir eşitsizliği ve suç miktarı arasında pozitif ve anlamlı bir ilişki olduğu belirlenmiştir.

Gelir dağılımı ve suç değişkenleri arasındaki ilişkinin pozitif ve anlamlı olduğunu ifade eden çalışmalar olduğu gibi yanında bu ilişkinin anlamsız olduğunu gösteren çalışmalar da vardır. Allen (1996), 1959-1992 dönemi için ABD verilerini zaman serisi analiziyle incelemiş ve sosyo ekonomik faktörler ile mala karşı işlenen suçlar arasında nasıl bir ilişki bulunduğunu araştırmıştır. Analizin sonucunda gelir dağılımının suç üzerindeki etkisinin istatistiksel olarak anlamlı olmadığını ifade etmiştir. Oliver (2002) da ABD'de 1960-1998 dönemi için doğrusal logaritmik bir model kullandığı zaman serisi çalışmasında gelir dağılımı, eğitim, işsizlik, yaş gibi değişkenler ile suç oranı değişkeni arasında ortaya çıkan ilişkinin istatistiksel olarak anlamlı olmadığını sonucuna ulaşmıştır.

Kolombiya'daki yedi bölgede gelir dağılımı ve malvarlığına karşı işlenen suç değişkenlerinin ilişkisini 1985-2000 dönemi için inceleyen Bourguignon vd., (2003) de panel veri analizi sonucunda gelir dağılımındaki eşitsizliğin malvarlığına karşı işlenen suçları etkilemediği bulgusuna ulaşmışlardır.

Neumayer (2005), ise 1980-1997 dönemi için 59 gelişmiş ve gelişmekte olan ülkeyi ele aldığı araştırma sonucunda, gelir dağılımı ile mala karşı işlenen suçlar arasında güçlü ve anlamlı bir ilişki tespit edememiştir.

Literatürdeki çalışmaların çoğunluğu dikkate alındığında Türkiye'de de gelir dağılımı ile suç değişkenleri arasında pozitif yönlü bir ilişkinin varlığı beklenilmektedir. Ayrıca çalışmanın bu ilişkideki mekansal etkileri de analize dahil etmesi Türkiye'de bu alandaki literatüre katkı sağlayıcı bir özellik taşımaktadır. Buradan hareketle öncelikle ampirik uygulamada kullanılan mekansal ekonometrik yöntem hakkında bilgi vermek yerinde olacaktır.

2. Ekonometrik Yöntem

Suç ve ekonomik değişkenler arasındaki ilişkiler literatürde zaman serisi, yatay kesit, panel veri gibi çeşitli teknikler kullanılarak analiz edilmektedir. Bu çalışmada ise literatürden farklı olarak mekansal ekonometrik yöntem kullanılarak suç ve gelir eşitsizliği ilişkisinde mekansal etkilerin varlığı da sınanmak istenmiştir. Bu nedenle öncelikle kullanılan yöntem hakkında bilgi vermek yerinde olacaktır.

2.1. Mekansal Bağımlılık

LeSage (1998)'a göre , i gibi bir konumdaki gözlemler ile , j gibi i 'den farklı diğer konumlara ait olan gözlemlerin birbirleri ile ilişkili olması mekansal bağımlılık olarak tanımlanabilir ve bu bağımlılık eşitlik (2)'deki gibi ifade edilebilmektedir.

$$y_i = f(y_j), i = 1, 2, \dots, n \text{ ve } j \neq i \quad (2)$$

Anselin (1988) mekansal bağımlılığı veya mekansal otokorelasyonu zaman serilerindeki otokorelasyona benzetmektedir. Fakat zaman serilerindeki otokorelasyon, mekansal bağımlılıktaki i ve j gözlemlerinin bağımlılığından farklı olarak geçmişe doğru ve tek yönlüdür. LeSage ve Pace (2009)'a göre mekansal bağımlılığın kaynağında bazı ölçüm hataları vardır. İkinci olarak konumun etkisinden dolayı değişebilecek olan değişkenlerin göz ardı edilmesi de mekansal bağımlılığa neden olabilmektedir.

2.2. Mekansal Ağırlıklandırma ve Komşuluk

Mekansal ekonometrik analizlerde gözlemler arasındaki komşuluk ilişkilerini ortaya koyabilmek için mekansal ağırlık matrisinin oluşturulması gerekmektedir. Burada mekansal ağırlık matrisi gözlemler arası etkileşimin ve yayılma etkisinin bir ölçütünü ortaya koymaktadır. Diğer taraftan Anselin (2006) ile LeSage ve Pace (2009)'a göre birbirleri ile ilişkili i ve j konumlarının olduğu eşanlı denklem sistemlerinde meydana gelebilecek serbestlik derecesi gibi problemler mekansal ağırlık matrisinin modele eklenmesiyle ortadan kaldırılabilir.

LeSage ve Pace (2009), birbiriyle komşu olan i ve j konumları için "nxn" boyutuna sahip ağırlık matrisini "W" ile göstermektedir. Ağırlık matrisindeki elemanlar oluşturulurken sınır komşuluğu veya uzaklık gibi farklı kriterler dikkate alınabilmektedir. İki konumun sınır komşusu olarak adlandırılabilmesi için ortak bir sınırı paylaşıyor olmaları gerekmektedir. Buradan hareketle herhangi bir i konumu ile aynı sınırı paylaşan diğer komşular $N(i)$ kümesi ile ifade edildiğinde iki farklı değere sahip olacak olan ağırlık matrisinin elemanları eşitlik (3)'deki kriterlere göre belirlenmiş olacaktır.

$$w_{ij} = \begin{cases} 1, & j \in N(i) \\ 0, & \text{diğer durum} \end{cases} \quad (3)$$

Anselin (1988) de geliştirdiği farklı komşuluk tanımlarından vezir (queen) komşuluğunda bu durumu ele almış ve mekansal ağırlıklar oluşturulurken bölgelerin ortak bir sınırı paylaşması durumunu 1, paylaşmaması durumunu ise 0 ile ifade etmiştir. Diğer komşuluk tanımlarından kale (rook) yaklaşımına göre bölgelerin ortak bir kenara, fil (bishop) yaklaşımına göre ise bölgelerin ortak bir köşeye sahip olmaları gerekmektedir.

Komşulukta uzaklığa bağlı ağırlıklar yaklaşımına göre ise ele alınan konumlar birbirlerine olan mesafeleri baz alınarak ağırlıklandırılmaktadır. Buna göre ele alınan konumların arasındaki uzaklık arttıkça bu konumlar arasındaki mekansal bağımlılık da azalmış olacaktır. Böyle bir duruma göre ağırlık matrisi uzaklığın bir fonksiyonu olarak temel haliyle eşitlik (4)'deki gibi gösterilebilmektedir.

$$w_{ij} = g(d_{ij}) \quad (4)$$

2.3. Mekansal Regresyon Modelleri

Gözlemler arası ilişkinin varlığıyla ortaya çıkan mekansal bağımlılığın varlığı, mekansal regresyon modellerinin oluşturulmasında ön plana çıkan önemli bir husustur. Buradan yola çıkarak mekansal bağımlılığa neden olan duruma göre regresyon modeli oluşturulur. Burada genel olarak iki durumdan söz edilebilmektedir. Birinci olarak mekansal bağımlılık, Anselin (1988) tarafından kullanılan gecikmeli değişken ifadesinin kullanımıyla gecikmeli bağımlı değişkenin modelde açıklayıcı değişken olarak yer almasıyla ortaya çıkabilir veya ikinci olarak mekansal bağımlılığın modelin hata teriminde var olmasıyla ortaya çıkabilir. İlk durumun modele dahil edilmesiyle mekansal gecikme modeli, ikinci durumun modele dahil edilmesiyle de mekansal hata modeli elde edilebilmektedir.

İlk olarak Anselin ve Rey (1991)'in mekansal gecikme modelinde, bir konumda gözlemlenen y bağımlı değişkeni üzerinde diğer komşu konumlara ait y değişkenlerinin de etkili olduğunu ifade ettikleri model eşitlik (5)'de gösterilmektedir.

$$y = \rho W y + X \beta + \varepsilon \quad (5)$$

$$\varepsilon \sim N(0, \sigma^2 I_n)$$

Modeldeki terimlerden y , $(n \times 1)$ boyutunda bağımlı değişken vektörü, ρ mekansal otopregresif katsayı, W , $(n \times n)$ boyutunda mekansal ağırlık matrisi, $W y$ mekansal gecikme terimi, X , $(n \times k)$ boyutunda açıklayıcı değişken vektörü ve ε hata terimi vektörüdür. Burada $x=0$ değerini aldığı anda model eşitlik (6)'da gösterilen birinci-sıra saf mekansal gecikme modeline dönüşmektedir.

$$y = \rho W y + \varepsilon \quad (6)$$

$$\varepsilon \sim N(0, \sigma^2 I_n)$$

$W y$ değişkeni modelde içsel olarak yer almaktadır. Bu durum dikkate alınması gereken bir husustur. Aksi halde en küçük kareler yöntemi kullanılarak yapılacak olan tahminlerin sonuçları sapmalı ve tutarsız olacaktır.

İkinci olarak mekansal bağımlılığa modelin hata terimindeki otopregresif yapının neden olduğu mekansal hata modeli (Anselin ve Rey, 1991: 116-117) tarafından eşitlik (7) ve (8)'deki gibi tanımlanmaktadır.

$$y = x \beta + \varepsilon \quad (7)$$

$$\varepsilon = \lambda W \varepsilon + u \quad (8)$$

$$\varepsilon \sim N(0, \sigma^2 I_n)$$

W mekansal ağırlık matrisi, λ ise bir konumun ve onun komşu konumlarının hata terimleri arasındaki mekansal bağımlılığın derecesini göstermektedir. Burada ε ve u hata terimlerinin de birbirleriyle ilişkileri yoktur.

Son olarak modelde hem bağımlı değişkenin hem de hata teriminin her ikisinde birden mekansal bağımlılığın ortaya çıkması durumu mekansal durbin modeli olarak ifade edilmekte ve eşitlik (9)'da gösterilmektedir.

$$y = \rho W y + X \beta + W X \theta + \varepsilon \quad (9)$$

$$\varepsilon \sim N(0, \sigma^2 I)$$

Eşitlik (9)'da y , bağımlı değişken vektörüdür ve $(n \times 1)$ boyutludur, $W X$, $(n \times k)$ boyutunda dışsal gecikmeler vektörü, θ , eş katsayı vektörünü ifade etmektedir. Diğer terimler daha önce açıklandığı gibidir.

LeSage ve Pace (2009)'a göre mekansal durbin modeli içsel ve dışsal etkileri birlikte barındıran bir modeldir. Yani diğer konumlardaki bağımlı ve bağımsız değişkenlerin etkisini aynı anda dikkate almaktadır. Dolayısıyla, herhangi bir konumun gözleminde ele alınan bağımsız değişkende birim değişme olduğunda model, diğer konumların gözlemlerinde ele alınan bağımlı değişkenler üzerindeki etkisini göstermiş olacaktır.

2.4. Mekansal Belirleme Testleri

2.4.1. Moran I Test İstatistiği

Moran (1950a) ve Moran (1950b) tarafından oluşturulan bu sına ma mekansal bağımlılığın varlığının araştırılmasında kullanılan en temel testlerden birisidir. Anselin ve Hudak (1992)'a göre hataların normal dağıldığı varsayıldığı Moran I testi bu bağımlılığın varlığının araştırılmasında kullanılan bir test olmasıyla birlikte bağımlılığın kaynağı hakkında bilgi vermemektedir. Moran's I istatistiği, Cliff ve Ord (1972) ile Cliff ve Ord (1973)'e göre eşitlik (10)'da ifade edildiği gibidir.

$$I = \frac{N}{S_0} \left(\frac{\hat{\epsilon}' W \hat{\epsilon}}{\hat{\epsilon}' \hat{\epsilon}} \right) \quad (10)$$

N gözlem sayısını, S_0 mekansal ağırlık matrisini oluşturan elemanların toplamını, $\hat{\epsilon} = y - X\hat{\beta}$ ise $(n \times 1)$ boyutundaki EKK kalıntı vektörünü ve W da mekansal ağırlık matrisini göstermektedir. Anselin (1988), eşitlik (10)'daki ağırlık matrisinin sıra elemanları toplamı 1 olacak şekilde normalize edildiğinde (10)'daki ifadenin eşitlik (11) durumuna geleceğini belirtmektedir.

$$I = \frac{e' W e}{e' e} \quad (11)$$

Oldukça yaygın kullanılmasına rağmen bu testin yorumu her zaman çok açık değildir. Aslında boş hipotez açıkça mekansal bağımlılığın bulunmadığını söylerken alternatif hipotez için kesin bir ifade yoktur (Anselin, 1988: 102). Cliff ve Ord (1981) çalışmalarında Moran I katsayısının dağılımının asimptotik olarak dağılımın standart normal dağılıma uyduğunu ifade etmişlerdir.

Diğer taraftan Moran I istatistiğinin rakamsal değerinin 1'e yaklaşması pozitif korelasyonun varlığına, -1'e yaklaşması ise negatif korelasyonun varlığına işaret etmektedir. İstatistiğin rakamsal olarak 0 değerini alması durumunda ise herhangi bir mekansal bağımlılık söz konusu olmayacaktır.

2.4.2. Lagrange Çarpanı (LM) Testi

Mekansal regresyon modelleri en yüksek olabilirlik ile tahmin edildiği zaman mekansal otopregresif katsayılar a it çıkarımlar Wald testi, asimptotik t testi veya olabilirlik oranı (LR) testleri temelli olabilmektedir. Böylesi bir durumda bu yaklaşımlar alternatif bir modelin tahmin edilmesini gerektirmektedir. Fakat test istatistiği Lagrange çarpanı veya Rao'nun skor testine dayandığı zaman modelin sadece boş hipotez altında test edilmesi gerekmektedir (Anselin, 2001: 323-324). Moran I testinden farklı olarak en yüksek olabilirlik yöntemine bağlı testler bir olumsuz ve alternatif hipotezlere bağlı olarak oluşturulur (Anselin, 1988:103-104). Mekansal hata modeli için hipotezler $H_0 : \lambda = 0$ ve $H_1 : \lambda \neq 0$ biçiminde ifade edilebilir. Benzer şekilde aynı hipotezler mekansal gecikme modelinde $H_0 : \rho = 0$ ve $H_1 : \rho \neq 0$ için de geçerli olacaktır.

Mekansal bağımlılığın varlığının sınaması için Burrige (1980) ve Anselin (1988b) tarafından geliştirilen Lagrange çarpanı (LM) testleri mekansal hata modeli için ($LM_{ERR} = LM_{\lambda}$) eşitlik (12) ve mekansal gecikme modeli için ($LM_{LAG} = LM_{\rho}$) eşitlik (13)'de ifade edilmektedir. Her iki LM testi de asimptotik olarak 1 serbestlik derecesi ile χ^2 dağılımına uymaktadır (Anselin ve Rey, 1991: 119). Buradaki LM test istatistiği hesaplamaları EKK kalıntıları kullanılarak yapılmaktadır.

$$LM_{ERR} = [N \cdot e' W e / e' e]^2 [tr(W' W + W^2)]^{-1} \quad (12)$$

$$LM_{LAG} = [N \cdot e' W y / e' e]^2 \cdot [N(W X b)' M(W X b) / e' e + tr(W' W + W^2)]^{-1} \quad (13)$$

(12) numaralı eşitlikte tr (trace) matrisin asal köşegenin üzerinde bulunan elemanlarının toplamını ifade etmektedir. Bu eşitlikte $tr(W' W + W^2)$ ifadesi dışarıda tutulduğunda bu test istatistiği Moran I istatistiğinin karesine eşit olur (Fischer ve Wang, 2011: 36). (13) numaralı eşitlikte b , β 'nın EKK tahminidir. Diğer taraftan, $M = I - X(X' X)^{-1} X'$ ifadesi ise izdüşüm matrisini ifade etmektedir (Anselin ve Rey, 1991: 118). Eşitlik (12) ve (13)'deki LM hata ve LM gecikme testlerinden hangisi anlamlıysa o model seçilmektedir. Bu testlerin her ikisinin de anlamlı olması durumunda ise Anselin vd., (1996) tarafından mekansal modeller için geliştirilen robust testlerin sonuçlarına bakılarak mekansal bağımlılığın kaynağı tespit edilebilmektedir. Robust LM hata (LM_{λ}^*) ve LM gecikme (LM_{ρ}^*) testlerini yazarlar eşitlik (14) ve (15)'deki gibi ifade etmektedirler.

$$LM_{\lambda}^* = \frac{[e' M_2 e / \tilde{\sigma}^2 - T_{21} (N \tilde{J}_{\rho, \beta})^{-1} e' W_1 y / \tilde{\sigma}^2]^2}{T_{22} - (T_{21})^2 (N \tilde{J}_{\rho, \beta})^{-1}} \quad (14)$$

Burada $e = y - X\hat{\beta}$ ifadesi EKK kalıntıları, $\tilde{\sigma}^2 = e' e / N$ olduğunu vurgularken $J_{\rho, \beta} = \frac{1}{N \tilde{\sigma}^2} [(W_1 X_{\beta})' M(W_1 X_{\beta}) + T_{11} \tilde{\sigma}^2]$, $M = I - X(X' X)^{-1} X'$, $(N \tilde{J}_{\rho, \beta})^{-1} = \tilde{\sigma}^2 [((W_1 X_{\beta})' M(W_1 X_{\beta}) + T_{11} \tilde{\sigma}^2)]^{-1}$ göstermektedir. Diğer taraftan $T_{ij} = tr(W_i W_j + W_i' W_j)$ ' dir.

$$LM_{\rho}^* = \frac{[e'W_1y/\tilde{\sigma}^2 - T_{12}T_{22}^{-1}e'W_2e/\tilde{\sigma}^2]^2}{N\tilde{J}_{\rho,\beta} - (T_{21})^2T_{22}^{-1}} \quad (15)$$

biçiminde ifade edilmektedir. Karar verme sürecinde ise mekansal hata modeli ve mekansal gecikme modeli için elde edilen robust LM testlerinden hangisinin olasılık değeri daha anlamlı ise o model seçilmektedir.

Mekansal modelde bağımlılığın hata ve gecikme terimlerinin her ikisinde birden ortaya çıktığı durumu Anselin (1988) eşitlik (16) ve (17)'deki gibi açıklamaktadır.

$$y = \rho W_1 y + X\beta + \varepsilon \quad (16)$$

$$\varepsilon = \lambda W_2 \varepsilon + \xi, \xi \sim N(0, \sigma^2 I) \quad (17)$$

W_1 mekansal gecikmeli bağımlı değişkenin ağırlık matrisini ve W_2 de mekansal otoregresif hata terimine ilişkin mekansal ağırlık matrisini ifade etmektedir. Ancak burada $W_1 \neq W_2$ koşulu sağlanmalıdır. Aksi durumda model tanımlı olmayacaktır. Diğer taraftan X matrisi sabit terime ilaveten en az bir tane daha açıklayıcı değişken içerdiğinde de model tanımlı olacaktır.

LM SARMA testi mekansal gecikme ile mekansal hata modellerinin anlamlılığını $H_0: \lambda = \rho = 0$ hipotezini kullanarak birlikte sınırlar ve bunu yaparken EKK kalıntılarını kullanır. 2 serbestlik derecesi ile birlikte χ^2 dağılımına uyan bu test istatistiği Anselin vd., (1996) tarafından eşitlik (18)'deki gibi ifade edilmektedir.

$$LM_{\rho\lambda} = \frac{[e'W_1y/\tilde{\sigma}^2 - e'W_2e/\tilde{\sigma}^2]^2}{N\tilde{J}_{\rho,\beta} - T} + \frac{[e'W_2e/\tilde{\sigma}^2]^2}{T} \quad (18)$$

Diğer bir ifadeyle bu test istatistiği LM istatistiklerinin toplamı biçiminde eşitlik (19)'daki gibi ifade edilebilir.

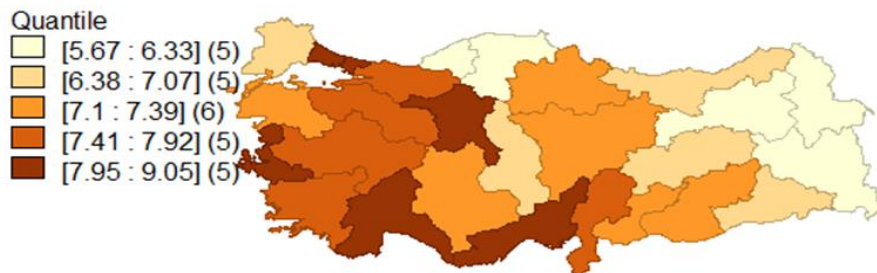
$$LM_{\rho\lambda} = LM_{\lambda} + LM_{\rho}^* = LM_{\rho} + LM_{\lambda}^* \quad (19)$$

3. Veri Seti, Değişkenler ve Model

Türkiye'de istatistikî bölge birimleri sınıflandırmasına göre veriler sistematik olarak 2009 yılından itibaren oluşturulmaya başlanmıştır. Çalışmada 2016 yılı Türkiye İBBS 2 düzey bölgeleri suç ve Gini katsayısı verileri Türkiye İstatistik Kurumu'nun bölgesel istatistiklere ait adalet ile gelir ve yaşam koşulları veri tabanlarından elde edilmiştir. Cana karşı işlenen suçların aksine, mala karşı işlenen suçlar daha çok ekonomik nedenlerden kaynaklanabilir (İmrohoroğlu vd., 2004: 708). Dolayısıyla bağımlı değişken oluşturulurken mala karşı işlenen suç verileri kullanılmıştır. Suç ölçütü olarak ise cezaevine giren hükümlü sayısı baz alınmıştır. Diğer taraftan modelde bağımsız değişken olarak 26 düzey 2 bölgesi için ayrı ayrı mevcut olan Gini katsayıları kullanılmıştır. Gini, burada 0 ile 1 arasında değişen değerler alan ve gelir dağılımı eşitsizliğinin bir ölçütü olarak kullanılan katsayı değeri olarak ifade etmektedir. Bu değer 1'e doğru gitmesi gelir dağılımı eşitsizliğinde bozulmanın varlığına işaret ederken, 0'a doğru gitmesi ise gelir dağılımı eşitsizliğinde iyileşmeye işaret olarak kabul edilmektedir. EKK kalıntıları üzerinden mekansal ekonometrik modelleme ile regresyon tahmininin yapıldığı bu çalışmada değişkenlerin doğal logaritma (ln) değerleri baz alınmış ve verilerin analizinde GeoDa 1.10.0.8 versiyonu kullanılmıştır.

4. Bulgular

Suç bağımlı değişkeninin mekansal dağılımı Şekil 1'deki harita ile gösterilmiştir. Haritadan da görüldüğü üzere suçun Türkiye'de düzey 2 bölgeleri dağılımı batı ve doğu için farklılıklar göstermektedir. Haritadaki en açık renkler suçun en düşük olduğu bölgeleri, en koyu renkler ise suçun en yüksek olduğu bölgeleri ifade etmektedir.



Şekil 1. Suçun Mekansal Dağılımı

Mekansal etkinin varlığını teknik olarak tespit edebilmek için öncelikle EKK (En Küçük Kareler) tahmini yapılmış ve tahmin sonuçları Tablo 1’de verilmiştir. EKK sonuçlarına göre Gini katsayısının değeri beklenildiği gibi pozitiftir (3,976) ve %5 düzeyinde anlamlıdır.

Tablo 1. EKK Tahmin Sonuçları

Değişkenler	EKK Sonuçları
Sabit (C)	11,323* (5,951)
LnGini 2016	3,976** (2,163)
R^2	0,163
N	26

Not: *%1, **%5, ***%10 anlamlılık düzeylerini ifade etmektedir ve parantez içindeki değerler de t istatistiğini göstermektedir.

EKK kalıntılarında uygulanan mekansal spesifikasyon testleri (Moran’s I ve LM) ise mekansal bağımlılığın varlığına işaret etmektedir (Tablo 2). Mekansal komşuluklar matrisi oluşturulurken sınır komşuluğu esas alınmıştır. LM test sonuçları dikkate alındığında LM hata ve LM gecikme modellerinin her ikisi de %1 anlamlılık düzeyinde anlamlı görünmektedir. Bu durumda uygun modelin belirlenebilmesi için robust test sonuçlarına bakılması gerekmektedir. Robust test sonuçları ise kabul edilebilir bir şekilde LM hata modelinin LM gecikme modeline göre daha anlamlı olduğunu gösterdiğinden uygun model olarak Mekansal Hata Modeli seçilmiştir.

Tablo 2. Mekansal Spesifikasyon Testleri

Uygulanan Test	Test İstatistiği	Olasılık Değeri
Moran I	3,741	0,000
LM-Gecikme Testi	7,960	0,004
LM-Gecikme Testi (Robust)	0,587	0,443
LM-Hata Testi	10,057	0,001
LM-Hata Testi (Robust)	2,685	0,101
LM (SARMA)	10,645	0,004

Mekansal hata modeli bölgeler arası ilişkiyi gösteren mekansal bağımlılığın ana modelde değil, hata terimlerinde olduğunu söylemektedir. Tablo 3’de verilen mekansal hata modeli tahmin sonuçları, Gini değişkeninin katsayı değerinin beklenildiği üzere pozitif ve %1 anlamlılık düzeyinde anlamlı olduğunu göstermektedir. Mekansal otokorelasyon katsayısı Lambda (λ) değişkeninin katsayısına ve olasılık değerine bakıldığında pozitif bir ardışık bağımlılıktan söz etmek mümkün olacaktır. Dolayısıyla komşu bir bölgede artan suç oranı söz konusu bölgedeki suç oranını da artıracaktır.

Tablo 3. Mekansal Hata Modeli Tahmini

Değişken	Katsayı	St.Hata	Z değeri	Olasılık Değeri
Sabit	11,499	1,318	8,722	0,000
LnGini 2016	4,126	1,240	3,324	0,000

Lambda	0,660	0,153	4,295	0,000
--------	-------	-------	-------	-------

Mekansal hata modelinden elde edilen katsayıların sıfırdan farkını test etmek için yapılan ve mekansal hata bağımlılığını ifade eden LR testinin sonuçları da Tablo 4'te gösterilmiştir.

Tablo 4. LR Testi

Değeri	Olasılık Değeri
9,662	0,001

Türkiye'de İBBS 26 düzey 2 bölgesinde suç ve gelir dağılımı ilişkisi üzerine yapılan tahminlerde beklentilerle uyumlu olarak değişkenler arasında pozitif ilişki olduğu görülmüştür. Ayrıca bu ilişki üzerinde mekansal etkilerin de varlığı Mekansal Hata Modeli ile tespit edilmiştir. Bu sonuç, literatürde suç ve gelir dağılımı ilişkisini inceleyen Brush (2007), Choe (2008), Keshavarz ve Markazi (2011), İmrohoroğlu vd. (2004), Kelly (2000), Danziger ve Wheeler (1975), Freeman (1982), Blau ve Blau (1982), Ehrlich (1973), Fleisher (1966), Fajnzylber vd. (2002a) ve Fajnzylber vd. (2002b) gibi çalışmaların bulgularıyla da benzerlikler göstermektedir.

Sonuç ve Değerlendirme

Suç olgusunu meydana getiren psikolojik, sosyolojik, ekonomik vb. koşullar her zaman sosyal bilimcilerin dikkatini çekmiştir. İktisatçılar için ise suçun ekonomik değişkenlerle olan ilişkisi bir çekim noktası olmuştur. Literatürde suçun ekonomik belirleyicilerini tespit etmeye yönelik pek çok araştırma mevcuttur. Bu noktada suç ile gelir dağılımı arasındaki ilişki de önemli bir araştırma konusu özelliği taşımaktadır.

Türkiye'de bölgesel düzeyde suç ve gelir dağılımı ilişkisine yönelik yapılan bu çalışmada öncelikle EKK yöntemiyle tahmin gerçekleştirilmiş ve mekansal bağımlılığın varlığı tespit edildikten sonra EKK kalıntılarına mekansal spesifikasyon testleri uygulanmıştır. Bu testlere göre Mekansal Hata Modeli uygun model olarak tespit edilmiştir.

Türkiye'deki düzey 2 bölgeleri ele alındığında 2016 yılı için yapılan analizler göstermektedir ki gelir dağılımındaki eşitsizlik mala karşı işlenen suçları pozitif yönde etkilemektedir ve bu ilişki istatistiksel olarak da anlamlıdır. Yani, suç-gelir dağılımı arasındaki ilişkide bölgelerin komşulukları etkili olmaktadır.

Sonuçlar, Türkiye'de gelir dağılımı adaleti konusunda uygulanacak politikalarda bölgelerin komşuluk ilişkilerinin önemine vurgu yapmaktadır. Dolayısıyla Türkiye'de gelir dağılımı politikaları oluşturulurken bölgesel dinamikler yanında mekansal etkilerin de dikkate alınması suç gibi sosyoekonomik bir olgunun daha detaylı analizi açısından da büyük önem taşımaktadır.

Kaynakça

- Aaltonen M., Kivivuori J., Martikainen P. (2011). Social determinants of crime in a welfare state: do they still matter?, *Acta Sociologia*, 54(2), 161-181.
- Allen R. (1996). Socioeconomic conditions and property crime: a comprehensive review and test of the professional literature. *American Journal of Economics and Sociology*, 55(3), 293-308.
- Anselin L. (1988). *Spatial Econometrics: methods and models*. Folmer, H., Regional Economic Policy. 1986. ISBN 90-247-3308-1.
- Anselin L. (1988b). Lagrange multiplier test diagnostics for spatial dependence and spatial heterogeneity, *Geographical Analysis*, 20,1-17
- Anselin L., ve Rey S. (1991). Properties of tests for spatial dependence in linear regression models, *Geographical Analysis*, 23(2), 112-131.
- Anselin L., ve Hudak S. (1992). Spatial Econometrics in practice: A review of software options, *Regional Science and Urban Economics*, 22, 509-536

- Anselin, L., Bera A.K., Florax R.J., Yoon M. (1996). Simple diagnostics tests for spatial dependence, *Regional Science and Urban Economics*, 26, 77-104.
- Anselin L., & Baltagi B.H. (Eds). (2001). *Spatial Econometrics A companion to theoretical econometrics*. Blackwell Publishing, 311-330.
- Anselin L. (2006). *Spatial Econometrics*, (Der. Mills, Terence C., Kerry Patterson), Palgrave Handbook of Econometrics Vol. 1 Econometric Theory, New York: Palgrave Macmillan. 901-969.
- Baharom A., ve Habibullah M.S. (2009). Income, unemployment and crime, panel data analysis on selected european countries, *9th Global Conference on Business&Economics*
- Becker G.S. (1968). Crime and punishment, an economic approach, *The Journal of Political Economy*, 76(2), 169-217.
- Blau J., ve Blau P. (1982). The cost of inequality, metropolitan structure and violent crime, *American Sociological Review*, 47, 114-129.
- Bourguignon F., Nunez J., Sanchez F. (2003). What part of the income distribution matters for explaining property crime? The case of colombia. *Documento*, CEDE 2003-07, ISSN 1657-7191.
- Burridge, P. (1980). On the Cliff-Ord test for spatial correlation, *Journal of the Royal Statistical Society Series B* 42(1), 107-108.
- Brush J. (2007). Does income inequality lead to more crime? a comparison of cross-sectional and time series analysis of united states countries, *Economics Letters*, 96, 264-268.
- Cheong S. ve Wu Y. (2013). Inequality and crime rates in china, University of Western Australia, *Economic Discussion/Working Papers*, 13.11.
- Choe J. (2008). Income inequality and crime in the united states, *Economics Letters*, 101, 31-33.
- Cliff A., ve Ord J. (1972). Testing for spatial autocorrelation among regression residuals. *Geographical Analysis*, 4, 267-84.
- Cliff A., ve Ord J. (1973). *Spatial Autocorrelation*. London, Pion.
- Cliff, A., ve Ord J. (1981). *Spatial Processes, Model, and Applications*. London, Pion
- Danziger S., ve Wheeler D. (1975). The economics of crime: punishment or income redistribution. *Review of Social Economy*, 33(2), 113-131.
- Dursun, H. (1997). *Suçun ekonomik modelleri*. DPT, iktisadi sektörler ve koordinasyon genel müdürlüğü, hukuki tedbirler ve kurumsal düzenlemeler dairesi başkanlığı.
- Ehrlich I. (1973). Participation in illegitimate activities: a theoretical and empirical investigation, *Journal of Political Economy*, 81(3), 521-565.
- Fajnzylber P., Lederman D., Loayza N. (2002a). Inequality and violent crime, *Journal of Law and Economics*, 45(1), 1-40.
- Fajnzylber P., Lederman D., Loayza N. (2002b). What causes violent crime, *European Economic Review*, 46(7), 1323-1357.
- Fischer, M. M., ve Wang, J. (2011). *Spatial Data Analysis: Models, Methods and Techniques*. Springer Science & Business Media.
- Fleisher B.M. (1966). The effect of income on delinquency, *The American Economic Review*, 56, (1/2), 118-137.
- Freeman R.B. (1982). Crime and the labor market, *Working Paper*, 1031, National Bureau of Economic Research.
- Izadi N., ve Pirae K. (2012). Income inequality and property crime: evidence from Iran, *World Applied Sciences Journal*, 19 (2), 281-286.
- İmrohoroğlu A., Merlo A., Rupert P. (2004). What accounts for the decline in crime, *International Economic Review*, 45(3), 707-729.
- Kelly M. (2000). Inequality and crime, *Review of Economics and Statistics*, 82(4), 530-539.
- Keshavarz G.H., ve Markazi H.M. (2011). The socioeconomic and demographic determinants of crime in Iran (a regional panel study), *European Journal of Law and Economics*, 32(1), 99-114.

- LeSage J. (1998). *Spatial Econometrics*, Department of Economics, University of Toledo December [Available online at: <https://www.spatial-econometrics.com/html/wbook.pdf>], Retrieved on November 15, 2019.
- LeSage J., ve Pace R.K. (2009). *Introduction to Spatial Econometrics*, Florida, Chapman and Hall.
- Luiz J.M. (2001). Temporal association, the dynamics of crime and other economic determinants: a time series econometric model of South Africa, *Social Indicators Research*, 53, 33-61.
- Merton R.K. (1938). Social structure and anomie, *American Sociological Review*, 54, 597 - 611.
- Moran P. (1950a). Notes on continuous stochastic phenomena, *Biometrika* 37, 17-23.
- Moran P. (1950b). A test for the serial independence of residuals, *Biometrika* 37, 178-181.
- Neumayer E. (2005). Inequality and violent crime: evidence from data on robbery and violent theft, *Journal of Peace Research*, 42(1), 101-112.
- Nilsson A. (2004). Income inequality and crime: the case of Sweden, institute for labour market policy evaluation, *Working Paper*, 2004(6).
- Oliver A. (2002). The economics of crime: an analysis of crime rates in America, *The Park Place Economist*, 10, 30-35.
- Shaw C.R., ve McKay H.D. (1942). *Juvenile delinquency and urban areas: a study of rates of delinquencies in relation to differential characteristics of local communities in American cities*, Chicago, University of Chicago Press.
- Thorbecke E., ve Charumilind C. (2002). Economic inequality and its socioeconomic impact, *World Development*, 30(9), 1477-1495.
- Warren E.H. (1978). The economic approach to crime, *Canadian Journal of Criminology*, 20(4).
- Yıldız R., Öcal O., Yıldırım E. (2011). Suçun sosyoekonomik belirleyicileri: Kayseri üzerine bir uygulama, *Erciyes Üniversitesi İİBF Dergisi*, 36, 15-31.

Extended Abstract

Aim and Scope

The aim of this study is to investigate the relationship between crime and income distribution in Nuts 2 regions in Turkey in conjunction with the spatiality dimension. In other words, the main basis of this study is determining whether the neighborhoods of the regions are effective in this relationship. There are many factors effects on crime. But here, the aim of the study is to address the effect income distribution which is one of these factors on crime within the framework of spatiality, rather than identifying the factors that determine crime rates at the regional level.

Methods

The relationships between crime and economic variables are analyzed in the literature using various techniques such as time series, cross-section, panel data. In this study, the existence of spatial dependence in the relationship between crime and income inequality by using spatial econometric method. In order to demonstrate spatial dependence, firstly, it is necessary to determine the neighbourhood relations and establish a weight matrix. Criteria such as border neighboring or distance can be used to establish neighbourhood relations. In this study, the weight matrix was based on border neighbourhood. First of all, if the test results such as Moran I and LM indicate spatial existence in the regression predicted by the ordinary least squares method, the appropriate model is selected from among the spatial autoregressive model, spatial error model or spatial durbin model. The tests conducted in this study show that spatial dependence is caused by the error term. Therefore, spatial error model has been chosen as the appropriate model.

Findings

In order to determine the existence of the spatial effect, firstly model estimated with OLS method. According to the estimate results, the value of the Gini coefficient is positive (3,976) and significant 5% level, as expected. Spatial specification tests (Moran's I and LM) applied to OLS residuals indicate the presence of spatial dependence. In addition, according to the LM test results, the spatial error model is the most suitable model because of the LM error test is more meaningful than the LM lag test. The findings of the analysis indicate that there is a positive significant correlation between crime and income distribution in Nuts 2 regions in 2016. The spatial error model says that the spatial dependence between regions arise from error term. The results show that the coefficient value of the Gini variable is positive and significant at 1% level. In

accordance with coefficient of the spatial autocorrelation (λ), it is possible to say a positive autocorrelation. Therefore, the increasing crime rate in a neighbour regions will increase the crime rate in other region.

Conclusion

In this study, relationship between crime and income inequality at the Nuts 2 regions in Turkey, estimation was carried out primarily by OLS method and after the presence of spatial dependence was determined spatial specification tests applied to OLS residuals. According to these tests, the Spatial Error Model has been identified as the appropriate model. When the Nuts 2 regions in Turkey are taken into consideration, the analysis for 2016 shows that income distribution inequality positively affects crimes against property and this relationship is statistically significant. In other words, the neighbourhood of the regions are effective in the relationship between crime and income distribution. This result is similar to studies with Brush (2007), Choe (2008), Keshavarz and Markazi (2011), imrohoroglu et al.(2004), Kelly (2000), Danziger and Wheeler (1975), Freeman (1982), Blau and Blau (1982), Ehrlich (1973), Fleisher (1966), Fajnzylber et al.(2002a) and Fajnzylber et al. (2002b). The results emphasize that the neighbourhood relations is important on income distribution policies in Turkey. Therefore, while designing income distribution policies in Turkey, regional dynamics as well as spatial influences has great importance in terms of more detailed analysis of a socioeconomic phenomenon such as crime.