

T.C.
MİMAR SİNAN GÜZEL SANATLAR ÜNİVERSİTESİ
FEN BİLİMLERİ ENSTİTÜSÜ

MEKANSAL PANEL VERİ MODELLERİ
ve
AVRUPA ÜLKELERİNDEKİ İNTİHAR ORANLARI ÜZERİNE UYGULAMASI

DOKTORA TEZİ
Ferda Esin GÜLEL

İstatistik Anabilim Dalı
İstatistik Programı

Tez Danışmanı: Prof. Dr. Nalan CİNEMRE

NİSAN 2013

Ferda Esin GÜLEL tarafından hazırlanan *Mekansal Panel Veri Modelleri ve Avrupa Ülkelerindeki İntihar Oranları Üzerine Uygulaması* adlı bu tezin doktora tezi olarak uygun olduğunu onaylım.


Prof. Dr. Nalan CİNEMRE

Tez Yöneticisi

Bu çalışma, jürimiz tarafından İstatistik Anabilim Dalında doktora tezi olarak kabul edilmiştir.

Başkan: : Prof. Dr. Nalan CİNEMRE



Üye : Prof. Dr. M. Aydın ERAR



Üye : Prof. Dr. Gülay BAŞARIR



Üye : Prof. Dr. Selahattin GÜRİŞ



Üye : Doç. Dr. Beril DURMUŞ



Bu tez, Mimar Sinan Güzel Sanatlar Üniversitesi Fen Bilimleri Enstitüsü tez yazım kurallarına uygundur.

ÖZET

Mekanalara (ülkeler, bölgeler, iller, ilçeler, vb.) bağılı olarak veriler derlendiğinde mekanların konumlarına göre mekanlar arası bir ilişki ortaya çıkabilmektedir. Mekanlar arasındaki bu ilişki mekansal bağımlılık (etkileşim) veya mekansal değişkenlik olarak iki şekilde görülebilir. Mekansal bağımlılıkta bir mekanda gözlenen değişkenin değeri, komşu mekandaki değişken değerine bağılı olurken, mekansal değişkenlik veri kümesi boyunca homojen olmayan parametrelerden kaynaklanır. Mekanlar arasındaki bu ilişki mekansal ağırlık matrisi ile gösterilerek bağımlı değişken ile çarpımı şeklinde modelin sağ tarafına dahil edilir. Ancak bu yeni değişken içsellik problemine neden olacağından ekonometride kullanılan bilinen tahmin yöntemlerini bu model için de kullanılması yanlı ve tutarlı olmayan tahminler verir. Bu nedenle verilerin bu tür modellerin tahmini ve belirlenmesi için yöntemler geliştirilmiştir.

Mekansal ekonometri, yatay kesit verisinin mekana göre toplandıığında karşılaşılabilecek mekanlar arasındaki bu ilişkiyi inceleyen bir disiplindir. Yatay kesit verisinin yanısıra zaman serisi ve yatay kesit verisinin biraraya getirilmesiyle oluşan panel veride de mekansal ekonometrik yöntemlerin kullanılabilir. Mekansal panel veri ekonometrisi hem yatay kesitteki birimler arasındaki değişkenliği hem de mekansal bağımlılığın kontrol edilmesini sağlar. Mekansal ekonometri yöntemlerinin kullanımı yaygınlaştıktan sonra yatay kesit veri için söz konusu olan modeller ve tahmin yöntemleri panel veri kümeleri için de geliştirilmiştir.

Bu çalışmada amaç uygulama alanında yeni bir konu olan mekansal panel veri tahmin yöntemlerini tanıtılması ve bu yöntemi kullanarak intihar oranlarına göre Avrupa ülkeleri arasındaki bağımlılık yapısının ortaya çıkarılmasıdır.

SPATIAL PANEL DATA MODELS
And
AN APPLICATION ON THE SUICIDE RATES
IN EUROPEAN COUNTRIES

SUMMARY

When the data is collected based on spatial units (such as countries, regions, states, districts, etc.), there may exist a relationship between spatial units according to their locations. The relationship is categorized as spatial dependence (interaction) or spatial heterogeneity. In spatial dependence, a value observed in one location depends on the values observed at neighboring locations. Spatial heterogeneity arises from parameters which are not homogeneous across data sets. The spatial arrangement between observations is formalized in a spatial weight matrix. It is multiplied by the dependent variable then added to the right-hand side of the model. This creates spatially lagged variable. It is a weighted average of random variables at neighboring locations. This new variable causes an endogeneity problem, if standard econometrics methods are used in spatial models, they give biased and inefficient estimations. Therefore, researchers have developed methods for estimating and specifying in spatial models.

Spatial econometrics is a discipline which analyzes the relationship between spatial units when the value of the dependent variable corresponding to each cross-sectional unit is assumed to depend on that dependent variable corresponding to neighboring cross-sectional units. In addition to cross-sectional data, the spatial econometrics method is also used in panel data, where observations are available across space as well as over time. Spatial econometrics method is also used in analyzing panel data. Spatial panel data allow the researcher to control both heterogeneity across units and spatial correlation. In recent years, the spatial econometrics literature has grown so the models and estimation techniques for cross-sectional data has also developed for the spatial panel data.

The aim of this study is to introduce spatial panel data estimation methods which is a new subject in application field and to determine spatial dependence between European countries by applying these methods on the suicide rates in European countries.

İÇİNDEKİLER DİZİNİ

ÖZET.....	i
SUMMARY	ii
İÇİNDEKİLER DİZİNİ	iii
ÇİZELGE DİZİNİ.....	v
ŞEKİL DİZİNİ.....	vii
KISALTMALAR.....	viii
1. GİRİŞ.....	1
2. MEKANSAL REGRESYON	5
2.1 TEMEL KAVRAMLAR.....	5
2.1.1 Mekansal Etkiler	5
2.1.2 Mekansal Ağırlık (Komşuluk) Matrisi.....	7
2.2 MEKANSAL REGRESYON MODELLERİ	10
2.2.1 Mekansal Gecikme Modeli.....	10
2.2.2 Mekansal Hata Modeli	12
3. PANEL VERİ	14
3.1 Panel Veriler.....	14
3.2 Panel Veri ile Çalışmanın Yararları ve Sakıncaları.....	15
3.3 Birim Etkili Hata Bileşen Modeli	16
3.3.1 Birim Etkili Sabit Etkiler modeli	17
3.3.2 Birim Etkili Rastsal Etkiler Modeli.....	19
3.4 Birim-Zaman Etkili Hata Bileşen Modeli	20
3.4.1 Birim-Zaman Etkili Sabit Etkiler Modeli	21
3.4.2 Birim-Zaman Etkili Rastsal Etkiler Modeli.....	21
3.5 Hausman Testi	22
4. PANEL VERİ İÇİN MEKANSAL REGRESYON MODELLERİ	24
4.1 MEKANSAL SABİT ve RASTSAL ETKİLER MODELLERİ	26
4.1.1 Mekansal Sabit Etkiler Modelleri.....	26
4.1.2 Mekansal Rastsal Etkiler Modeli	29

4.2	SABİT ETKİLER MEKANSAL GECİKME ve HATA MODELLERİ	31
4.3	RASTSAL ETKİLER MEKANSAL GECİKME ve HATA MODELLERİ	34
4.4	TANIMLAYICI TESTLER	37
4.4.1	Mekansal Bağımlılığın Testi.....	37
4.4.2	Marjinal, Bileşik ve Koşullu LM Testleri.....	38
4.4.3	Hausman Testi	41
4.4.4	Uyum İyiliği Ölçüsü	42
5.	Uygulama	45
5.1	Uygulamanın Konusu ve Amacı.....	45
5.2	Veriler ve Değişkenler.....	46
5.3	Model Tahminleri	48
5.3.1	Mekansal Etkilerin Bulunmadığı Model Tahminleri.....	49
5.3.2	Mekansal Etkiler ile Tahmin	61
5.3.3	Modellerin Karşılaştırılması.....	71
5.3.4	Bulgular	72
6.	SONUÇ	76
	KAYNAKLAR	79
	EKLER	91
	Ek-1. 28 Ülkenin Değişkenlere ve Yıllara Göre Özet Bilgileri.....	92
	Ek-2. 28 Mekansal Ağırlık Matrisi.....	95
	Ek-3. Geriye Doğru Çıkarma Yöntemi ile Model Denemeleri, VIF ve Artık İncelemesi.....	97
	ÖZGEÇMİŞ	102

ÇİZELGE DİZİNİ

Sayfa No

Çizelge 3.1 Panel Veri Kümesi.....	14
Çizelge 3.2 Dengeli ve Dengeli Olmayan Panel Veri Kümesi.....	14
Çizelge 4.1 Mekansal panel veri için uyum iyiliği hesaplamaları.....	43,44
Çizelge 5.1 Ülkelerin Listesi.....	47
Çizelge 5.2 Değişkenlerin Listesi ve Bazı Önemli Değerleri.....	48
Çizelge 5.3 Tahmin Edilecek Modeller.....	49
Çizelge 5.4 SE Tahmini (Model 1).....	49
Çizelge 5.5 RE Tahmini (Model 1).....	50
Çizelge 5.6 Hausman Testi (Model 1).....	50
Çizelge 5.7 SE Tahmini (Model 2).....	51
Çizelge 5.8 RE Tahmini (Model 2).....	51
Çizelge 5.9 Hausman Testi (Model 2).....	52
Çizelge 5.10 SE Tahmini (Model 3).....	52
Çizelge 5.11 RE Tahmini (Model 3).....	53
Çizelge 5.12 Hausman Testi (Model 3).....	53
Çizelge 5.13 SE Tahmini (Model 4).....	54
Çizelge 5.14 RE Tahmini (Model 4).....	54
Çizelge 5.15 Hausman Testi (Model 4).....	55
Çizelge 5.16 SE Tahmini (Model 5).....	55
Çizelge 5.17 RE Tahmini (Model 5).....	56
Çizelge 5.18 Hausman Testi (Model 5).....	56
Çizelge 5.19 SE Tahmini (Model 6).....	57
Çizelge 5.20 RE Tahmini (Model 6).....	57
Çizelge 5.21 Hausman Testi (Model 6).....	58
Çizelge 5.22 SE Tahmini (Model 7).....	58
Çizelge 5.23 RE Tahmini (Model 7).....	59
Çizelge 5.24 Hausman Testi (Model 7).....	59
Çizelge 5.25 Özet Sonuçlar.....	60
Çizelge 5.26 LÇ Testi (Model 1).....	61
Çizelge 5.27 SAR SE ve RE Tahmini (Model 1).....	61
Çizelge 5.28 Hausman Testi (Model 1).....	62
Çizelge 5.29 LÇ Testi (Model 2).....	62
Çizelge 5.30 SAR SE ve RE Tahmini (Model 2).....	63
Çizelge 5.31 Hausman Testi (Model 2).....	63

Çizelge 5.32 LÇ Testi (Model 3).....	64
Çizelge 5.33 SAR SE ve RE Tahmini (Model 3).....	64,65
Çizelge 5.34 Hausman Testi (Model 3).....	65
Çizelge 5.35 LÇ Testi (Model 4).....	66
Çizelge 5.36 SAR SE ve RE Tahmini (Model 4).....	66
Çizelge 5.37 Hausman Testi (Model 4).....	67
Çizelge 5.38 LÇ Testi (Model 5).....	67
Çizelge 5.39 SAR SE ve RE Tahmini (Model 5).....	67,68
Çizelge 5.40 Hausman Testi (Model 5).....	68
Çizelge 5.41 LÇ Testi (Model 6).....	69
Çizelge 5.42 SAR SE ve RE Tahmini (Model 6).....	69
Çizelge 5.43 Hausman Testi (Model 6).....	70
Çizelge 5.44 Özet Sonuçlar	70
Çizelge 5.45 Model Tahmin Sonuçları	71

ŞEKİL DİZİNİ

Sayfa No

Şekil 2.1 Düzenli kafes durumunda komşulukların belirlenmesi	8
Şekil 5.1 Analize dahil edilen ülkelerin harita üzerindeki konumları	47

KISALTMALAR

CBS: Coğrafik Bilgi Sistemleri

EKK: En Küçük Kareler

GM: Genelleştirilmiş Momentler

EÇO: En Çok Olabilirlik

SE: Sabit Etkiler

EKKKD: En Küçük Kareler Kukla Değişken

RE: Rastsal Etkiler

GEEK: Genelleştirilmiş En Küçük Kareler

UN: United Nations (Birleşmiş Milletler)

WHO: Dünya Sağlık Örgütü

1. GİRİŞ

Ekonometri, iktisadi verilerin istatistiksel ve matematiksel yöntemler kullanılarak bir model çerçevesinde sınanmasını, yorumlanmasını ve tahminde bulunulmasını sağlayan bir disiplindir. Ekonometrik veriler zaman serisi ya da yatay kesit verisi olarak elde edilir. Bir değişkenin eşit aralıklı zaman noktalarında (günlük, haftalık, aylık, 3 aylık, yıllık) elde edilen gözlem değerlerinin zamana göre sıralanmasıyla oluşan serilere zaman serisi denir. Yatay kesit verisi ise zamanın belirli bir diliminde veya noktasında bireylerden, hanehalklarından, işletmelerden toplanan verilerdir. Yatay kesit verisi mekanlara (ülke, il, şehir, ilçe, vb.) göre elde edildiğinde, mekanlar arasında ve mekanların konumlarına göre bir ilişki söz konusu olabilmektedir. Mekansal ilişki olarak adlandırılan bu ilişkinin ortaya çıkarılmasında, varolan ekonometrik yaklaşımlar yetersiz kalmaktadır. Bunun bir sonucu olarak, ekonometrinin bir alt dalı olan ve ekonometrik yöntemlerle mekansal etkileri birleştiren mekansal ekonometrik yöntemler geliştirilmiştir.

1950'lerin sonlarından itibaren geliştirilmeye başlanan mekansal ekonometri, bölgesel bilim (regional science) ve iktisadi coğrafya alanındaki araştırma sorunlarına çözüm arayışı sonucunda ortaya çıkmıştır. İlk zamanlarda çok sayıda mekansal teori ve model geliştirilmiş, uygulama alanları artarak yaygınlaşmıştır. Ancak geliştirilen ilk teoriler, veriler üzerinde ekonometrik model kurma yerine, açıklayıcı veri analizi uygulamayı önermekte ve günümüzdeki analitik yaklaşımlara göre oldukça basit düzeyde kalmaktadırlar.

Mekansal ekonometri alanındaki ilk çalışmalar arasında; Hordijk (1974, 1979), Hordijk ve Paelinck (1976), Hordijk ve Nijkamp (1977), Blommestein ve Nijkamp (1977), Arora ve Brown (1979), Bartels ve Ketellapper (1979), Cliff ve Ord (1981); Blommestein (1983), Bahrenberg, Fischer ve Nijkamp (1984), Nijkamp, Leitner ve Wrigley (1985), Upton ve Fingleton (1985), Foster ve Gorr (1986), Anselin (1980, 1987a, 1988a), Haining (1990) ve Anselin ve Florax (1995) sayılabilir. Son dönemde temel ekonometride mekansal (ve sosyal) etkileşim, hem teorik hem de uygulama alanında giderek artan bir ilgi görmektedir. Derleme niteliğinde temel çalışmalar

olarak Anselin ve Bera (1998), Anselin (2001b, 2002), Florax ve Van Der Vlist (2003) ve Anselin vd. (2004) gösterilebilir.

Literatürdeki önemli gelişmelere; Paelinck ve Klassen (1979)'den sonra Goodchild (1987a), Griffith (1987a) ve Odland (1988) mekansal ekonometri kavramını tanıtarak, Boots ve Getis (1988) ise nokta örüntüleri analizini inceleyerek katkıda bulunmuşlardır. Anselin (1988a) ve Griffith (1988) mekansal ekonometri ve mekansal istatistikteki metodolojik konuları daha ayrıntılı olarak ele almışlardır. Anselin (1988b), Anselin ve Griffith (1988), Getis (1988), Griffith (1987b) ve Odland, Golledge ve Rogerson (1989) yaptıkları çalışmalarla farklı bakış açılarına göre mekansal veri analizinin gelişimini araştırmışlardır. Goodchild (1987b) ve Openshaw (1987) mekansal veri analizini, coğrafik bilgi sistemlerinin (CBS) gelişimindeki temel faktör olarak incelerken Anselin (1989a) bölgesel bilimde kullanılan modellemede önemli bir faktör olarak ele almıştır.

Mekanalara bağlı olarak derlenen verilere uygulanan modellerin tahmin ve test yöntemlerine yönelik geliştirilen teoriler, 1970'lerin başlarında Jean Paelinck tarafından ilk kez *mekansal ekonometri* adı altında toplanmıştır. İlerleyen yıllarda Paelinck ve Klaassen (1979), *Mekansal Ekonometri* kitabını çıkarmışlar ve bu kitapta, bölgesel bilim alanında verilerin modellenmesi sırasında karşılaşılan sorunların en önemli beş özelliğini ana hatlarıyla belirtmişlerdir:

- Mekansal modellerde bağımsızlığın rolü
- Mekansal ilişkilerde bakışsızlık (asimetri)
- Diğer uzaylarda yer alan açıklayıcı etmenlerin önemi
- Gerçekleşen ve tahmin edilen etkileşim arasındaki farklılaşma
- Uzayın modellenmesi

Anselin (1988b)'de bu özellikler, ekonometrik tahmin ve anlamlılık testlerinde daha formal olarak incelenmiştir. İlk başlarda mekansal ekonometrinin gelişimi ve uygulaması, iktisatın uygulamalı alanları, bölgesel bilim ve nitel iktisadi coğrafya ile sınırlandırılmıştır. Bir çalışmadaki verilerin mekansal boyutuna ilgi tam olarak 20.yüzyılın başlarında tarım deneyleri tasarımında mekansal bağımlılığın varlığı ile ilgili ele alınmasıyla başlamıştır. Bu alan ilk başta mekansal istatistik kapsamında incelenmiş ve bu alanda mekansal model tahminine ilişkin temel sonuçlar ilk olarak Whittle (1954), Besag (1974), Ord (1975) ve Ripley (1981) tarafından elde edilmiştir.

Mekansal veri kümesi; haneler, iller, ilçeler veya nüfus sayım bölgeleri gibi coğrafik noktalar veya bölgelerle ilişkili gözlemlerden oluşmaktadır (LeSage ve Pace, 2009). Bu tür bir veri kümesinde mekansal ekonometrinin temelini oluşturan ve mekanlar

arasındaki ilişkiyi belirten mekansal etkiler söz konusu olabilmektedir. Bu mekansal etkiler, mekansal bağımlılık veya mekansal değişkenlikten meydana gelebilir. Mekansal etkilerin gözardı edilmesi, bilinen yöntemlerle elde edilen sonuçları geçersiz kılmakta, etkin olmayan veya yanlış tahminler ve yanıltıcı çıkarımlara neden olmaktadır (Anselin, 1988, 2001). Mekansal ekonometri, mekansal ilişkiler söz konusu olduğunda karşılaşılan klasik ekonometrik yöntemlerin yetersizliklerini gidermede önemli bir rol oynamaktadır.

Son yıllarda yayımlanan uygulamalı ve teorik bir çok makalenin de gösterdiği gibi hem teorik (sosyal ve mekansal etkileşim) hem de teknolojik gelişmelerin (coğrafik bilgi sistemi, bilgisayar yazılım dilleri) desteğiyle mekansal modelleme iktisat biliminde de kendine önemli bir yer bulmuştur. Nelson (2002), Anselin (2003a), Florax ve van der Vlist (2003), LeSage vd. (2004) makaleleri kadar Anselin vd. (2004a), Getis vd.(2004), LeSage ve Pace (2004) editörlü kitaplar özel olarak bu konuya ayrılmıştır.

Mekansal ekonometri yatay kesit verisinin yanısıra zaman serisi ve yatay kesit verisinin biraraya getirilmesinden elde edilen panel (boylamsal) veri kümesinde de uygulama alanı bulmaktadır. Panel veride mekansal ekonometriden ilk olarak Anselin (1988)'de bahsedilmiştir. Panel veri modelleri, araştırmacıya modeldeki katsayıların birimden birime farklılık göstermesine neden olan yatay kesit birimleri arasındaki değişkenliğin kontrolü şansını verir. Bu konu Baltagi (2008a)'nın *Econometric Analysis of Panel Data* kitabında detaylı biçimde incelenmiştir. Mekansal panel veri ekonometrisi ise hem değişkenlik hem de mekansal bağımlılığın kontrol edilmesini sağlar. Mekansal ekonometri yöntemlerinin kullanımı yaygınlaştıktan sonra yatay kesit veri için söz konusu olan modeller ve tahmin yöntemleri panel veri kümeleri için de geliştirilmiştir. Mekansal panel veri alanında yapılan çalışmalar arasında Anselin, Le Gallo ve Jayet (2008), Kappor, Kelejian ve Prucha (2007), Baltagi, Song, Jung ve Koh (2007b), Baltagi, Song ve Koh (2003), Baltagi ve Liu (2008), Baltagi, Egger ve Pfaffermayr (2007a), Baltagi, Egger ve Pfaffermayr (2009), Debarsy ve Ertur (2010), Elhorst (2003), Elhorst ve Freret (2009), Elhorst (2008), Elhorst (2009), Elhorst (2010), Elhorst, Piras ve Arbia (2010), Lee ve Yu (2010a), Lee ve Yu (2010c), Lee ve Yu (2010d), Lee ve Yu (2010b), Mutl (2006), Mutl ve Pfaffermayr (2011), Pesaran ve Tosetti (2011), Yu ve Lee (2010), Yu, de Jong ve Lee (2008) sayılabilir.

Mekansal ekonometrik yöntemlerin uygulaması R, Matlab, Stata, Geoda gibi bilgisayar yazılımlarıyla gerçekleştirilmektedir. Mekansal yatay kesit modellerini tahmin etmek için R'de Bivand (2001, 2002, 2006), Bivand ve Gebhardt (2000),

Bivand ve Prtnov (2004) Millo ve Piras (2009a, 2012) ve Piras (2010), MATLAB'de LeSage (1999), LeSage ve Pace (2009) ve Stata'da Drukker, Peng, Prucha ve Raciborski (2012, 2011a), Drukker, Prucha ve Raciborski (2011c,b) paketler geliřtirmiřtir. Mekansal panel modelleri iin MATLAB'de Elhorst (2011)'un yazdıđı fonksiyonlar, Stata'da Kappor vd (2007)'nin oluřturduđu kodlar kullanılmaktadır. Panel veri iin R yazılımında splm paketi (Millo ve Piras, 2012) ile uygulama yapılabilir. R ortamı, mekansal veri analizi iin halihazırda geniř bir alt yapı sunduđundan uygulama yapmak ve kod geliřtirmek iin en uygun yazılımdır.

Bu alıřmada ama yeni bir uygulama konusu olan mekansal panel veri tahmin yntemlerinin tanıtılması ve Avrupa lkelerindeki intihar oranları verilerine bu yntemleri uygulayarak Avrupa lkeleri arasındaki bađımlılık yapısının ortaya ıkarılmasıdır.

alıřma 6 blmden oluřmaktadır. Birinci blmde mekansal ekonometrinin tarihinden ve literatr alıřmalarından bahsedilmiřtir.

İkinci blmde mekansal ekonometri alanında temel kavramlar olan mekansal bađımlılık, mekansal deđiřkenlik ve mekansal ađırlık matrisi kavramları ile yatay kesit verisi iin mekansal regresyon modelleri olan mekansal gecikme ve mekansal hata modelleri tanıtılmıřtır.

nc blmde blmler arası bađlantı kurmak iin panel veri kmesi tanıtılmıř, panel veri iin tahmin yntemlerinden bahsedilmiřtir.

Drdnc blmde panel veri iin mekansal etkiler ile sabit ve rastsal etkiler sz konusu olduđunda mekansal gecikme ve mekansal hata modelleri incelenmiřtir.

Beřinci blmde Avrupa lkelerindeki intihar oranları verilerine gre lkeler arasındaki bađımlılık veya deđiřkenlik olup olmadıđı mekansal panel veri yntemleri uygulanarak belirlenmeye alıřılmıřtır.

Son blm olan altıncı blmde ise alıřmanın sonuları tartiřılmıř ve ileriye ynelik yapılması olası alıřmalar zerinde durulmuřtur.

2. MEKANSAL REGRESYON

Çalışmanın bu bölümünde önce mekansal ekonometride kullanılan ve mekansallık yaklaşımının kavranmasında yardımcı olacak mekansal bağımlılık, mekansal değişkenlik ve mekansal ağırlık matrisi gibi temel kavramlar tanıtılmış, daha sonra mekansal ekonometride kullanılan regresyon modelleri incelenmiştir.

2.1 TEMEL KAVRAMLAR

2.1.1 Mekansal Etkiler

Mekanlar arasındaki etkileşim mekansal etki olarak adlandırılır ve bu etki iki alt başlık altında incelenmektedir. İlki, bir mekanda ölçülen bağımlı değişkenin başka bir mekanda ölçülen bağımlı değişken ile ilişkisini gösteren mekansal bağımlılık, ikincisi ise konuma göre değişen ve veri kümesi boyunca homojen olmayan parametreleri gösteren mekansal değişkenliktir. Mekansal etki kavramının ele alınmasında iki yaklaşım vardır: Bu yaklaşımlardan biri, mekansal ilişkinin giderilmesi yönündedir. İleri tahmin yöntemlerini kapsamayan bu yaklaşım, tahminlerdeki yanlılığın düzeltilmesi için hatalardaki mekansal etkinin kaldırılmasına dayanmaktadır. McMillen (2003, 2010) mekansal etkinin modelde tanımlama hatası (ihmal edilmiş değişken) sonucu ortaya çıktığını ve bu tanımlama hatasının düzeltilmesi için yarı-parametrik modelleme yöntemlerinin kullanılmasını savunmaktadır.

Mekansal etki kavramının ele alınmasındaki diğer bir yaklaşım ise mekansal etkilerin tahmin edilmek istenen modele dahil edilmesidir. Böylelikle mekanlar arasındaki etkileşimin değişkenler üzerindeki etkisi ortaya çıkarılır. Bu yaklaşıma Anselin (2006, 2010), Baltagi vd. (2007), Baltagi ve Peseran (2007), Arbia ve Baltagi (2009), Lesage ve Pace (2009), Pinkse ve Slade (2010)'in incelemeleri referans gösterilebilir.

Mekansal etkinin tam olarak kavranması için bilinmesi gereken mekansal bağımlılık ve mekansal değişkenlik kavramları aşağıda açıklanmıştır.

Mekansal Bağımlılık

Mekansal bağımlılık, en kısa tanımla uzaydaki bir mekanın, o mekana komşu olan diğer mekan(lar)la etkileşimini ifade eder. Bu etkileşim, biri bağımlı değişkenler arasındaki ilişkiyi belirten mekansal gecikme modeli diğeri hatalar arasındaki ilişkiyi belirten mekansal hata modeli olmak üzere iki farklı modelle belirlenir. Tahmin edilen bu farklı iki modeldeki hatalar üzerine yapılan testler sonucunda da, hangi modelin mekansal bağımlılığı tanımladığına karar verilir.

Mekansal bağımlılık genellikle ölçüm hatası ve tanımlama hatasından kaynaklanmaktadır. Ölçüm hatası, yönetsel (ülke, il, şehir, mahalle, vb.) sınırlara göre toplanan bilgiden oluşan örneklem verisinin, veri üretme sürecinin (data generate process) yapısını tam olarak yansıtmaması nedeniyle ortaya çıkmaktadır. Tanımlama hatası ise, mekanlar arasındaki etkileşimin ihmal edilerek modele katılmaması sonucu oluşur.

Mekansal Değişkenlik

Mekansal değişkenlik en basit ifade ile mekansal verinin konumdan konuma sabit olmayan varyansıdır. Mekansal değişkenlik, regresyon modelinde sabit olmayan hata varyansları ya da değişken regresyon katsayıları biçiminde ortaya çıkabilir. Hata varyanslarında mekansal değişkenliğin olması, klasik regresyondaki hataların bağımsız olması varsayımını bozar. Mekanlar arasında sabit varyans ve mekanlara özgü hataların ilişkisiz olması varsayımı, mekansal ilişki olması durumunda geçerliliğini kaybeder. Aynı zamanda, mekanlar arasında tek doğrusal ilişki vardır (Griffith ve Paelinck, 2007). Regresyon modelindeki değişkenlerin katsayılarının değişken olması yapısal durağan olmama olarak adlandırılır.

Yapısal durağan olmama durumunda bağımlı değişken parametreleri örneklem boyunca homojen değildir ve mekanla birlikte değişir. Bağımsız değişken parametreleri de mekansal birimler boyunca sabit değildir ve bölgeden bölgeye farklılık gösterir. i mekansal birimleri göstermek üzere hem parametreler hem de fonksiyonel biçimde uzay boyunca değişen durum genel ifade ile aşağıdaki gibi gösterilebilir:

$$y_i = f_i X_i, \beta_i, \varepsilon_i \quad (2.1)$$

Burada X_i ; i bölgesinde gözlenen k açıklayıcı değişkenin $k \times 1$ boyutlu vektörü, β_i ; i bölgesine ait $k \times 1$ boyutlu parametreler vektörü, ε_i ; i bölgesine göre bozulmuş terimidir. Bu model, n gözlemlili değişkenlerle n bölgenin her birine göre k tane

parametre tahmini mümkün olmadığından, yani gözlemlerden fazla bağımsız değişken söz konusu olduğu için uygulanabilir değildir. Mekansal bağımlılığın aksine bu sorunu ele almak, farklı yöntemler kümesini gerektirmez. Heterojenliğin tek mekansal yönü, mekansal yapı ile sağlanılabilen ek bilgidir. Yapısal durağan olmama durumunda mekansal olarak değişen parametreler modelleri, coğrafi olarak ağırlıklı regresyon, rastsal katsayılar modelleri, Switching regresyon ekonometrik yöntemleri önerilir (Anselin, 1988).

2.1.2 Mekansal Ağırlık (Komşuluk) Matrisi

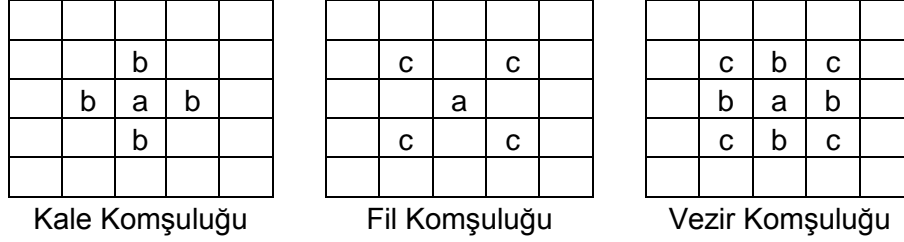
Mekansal ağırlık matrisi, mekanlar arasındaki komşuluk ilişkisini gösteren matristir. y_i ; i ($i = 1, \dots, n$) mekanındaki gözlenen bağımlı değerleri, g y_j, θ ; belirlenilen j komşu kümesi ve $i \neq j$ ile komşu mekanlarda gözlenen bağımlı değişken değerleri fonksiyonu, x_i ; $k \times 1$ boyutlu bağımsız (dışsal) değişkenlerdeki gözlemler vektörü, ε_i ; hata terimi, θ ve β ; parametreler vektörü olmak üzere regresyon modeli aşağıdaki gibi olsun:

$$y_i = g y_j, \theta + x_i \beta + \varepsilon_i \quad (1) \quad (2.2)$$

Burada g ; i 'den başka mekanlardaki bağımlı değişkendeki gözlemlerin bir fonksiyonudur. W mekanlar arasındaki komşuluk ilişkisini gösteren $n \times n$ boyutlu pozitif matris olmak üzere g , $W y$ olarak da gösterilebilir ve mekansal olarak gecikmeli bağımlı değişken veya mekansal gecikme terimi olarak adlandırılır. Mekansal gecikme terimi genellikle, komşuluk ilişkilerinin mekansal ağırlık matrisi ile belirlendiği komşu değerlerin ağırlıklı ortalaması olarak formüle edilir.

Mekansal ekonometrik model tahmininde mekansal ağırlık matrisi kullanılmasının amacı, bir mekanda gözlenen değişken ile başka bir mekanda gözlenen değişkeni konumlarına göre ilişkilendirmektir. Moran (1948) ve Geary (1954) tarafından ileri sürülen mekansal bağımlılık, mekansal birimler (ülke, il, şehir, vb.) arasındaki sınır komşuluğu kavramına dayanır. Mekansal ekonometride yaygın olarak kullanılan komşuluk belirlenmesi, Cliff ve Ord (1973, 1981) tarafından iki mekansal birim arasındaki olası ilişkinin genel ölçümü dahil edilerek genişletilen komşuluk yapısının 0 ve 1 değerleri ile gösterilmesidir. Buna göre W ile gösterilen mekansal komşuluk matrisinde w_{ij} ; iki mekansal birim i ve j ortak sınıra sahipse 1, değilse 0 değeri alır. Genel kabul ile W matrisinin köşegen elemanlarının sıfır olduğu varsayılır. Yani her birim kendisinin komşusu değildir.

Bu sınır komşuluğu tanımı Coğrafik Bilgi Sistemi'ne göre belirlenir. Komşuluklar harita üzerindeki konumlarına bakılarak gösterilir. Birbirine paralel yatay ve dikey çizgilerden oluşan bir çerçevenin üzerinde mekanların diziliminin gösterilmesi olarak isimlendirilen kafes (lattice, grid), düzenli (satranç tahtasındaki kareler gibi) ve düzensiz (haritadaki ülkeler gibi) olmak üzere iki şekilde düşünülür. Düzenli kafes durumunda komşuların belirlenmesinde satranç tahtasındaki fil, kale ve vezir taşlarının hareketlerine benzetilen üç yaklaşım vardır.



Şekil 2-1 Düzenli kafes durumunda komşulukların belirlenmesi

Mekansal komşuluklar sadece sınır komşuluklarına göre değil konumlar arasındaki uzaklığa, kaç tane komşunun dahil edileceğine (K. dereceden komşuluk), sosyal uzaklık ve mekanlar arasındaki ilişkinin uzaklık arttıkça azalacağını gösteren uzaklık azaltan fonksiyona göre de belirlenebilir. Uygulamada genellikle düzensiz kafeslerle karşılaşıldığından sınır komşuluğuna göre komşuluk kavramı daha çok tercih edilir. Sınır komşuluğu kavramı kadar geniş olarak kullanılan diğer bir kavram ise uzaklığa dayalı olandır. Uzaklığa dayalı mekansal ağırlık matrisinde iki mekan arasındaki uzaklık için kritik bir değer belirlenir. Bu kritik değere göre mekansal ağırlık matrisinin elemanları saptanır. Matris elemanları genellikle uzaklığın ters fonksiyonu olarak gösterilir. Bu durum aşağıdaki bağıntı ile açıklanır:

$$w_{ij} = \begin{cases} \frac{1}{d_{ij}^\theta}, & i \neq j \text{ ve } d_{ij} \leq m \\ 0 & , i \neq j \text{ ve } d_{ij} > m \text{ veya } i = j \end{cases}$$

Bu belirlenme daha çok, verinin enlem ve boylamlarıyla gösterildiği noktalara göre toplanması durumunda kullanılır. Burada d_{ij} ; i ve j arasındaki uzaklıktır. Genellikle mekanların enlem ve boylamlarına göre hesaplanır. m ; kritik uzaklık değeridir. Bu değer seçimi, araştırmacı tarafından verinin ölçeğine göre ele alınan komşuluk kapsamına göre yapılır. θ parametresi, komşuluklardaki uzaklık azaltan etkisini gösterir ve etkinin kuvvetini ölçer. Bu parametrenin değeri arttıkça yakındaki gözlemler arasındaki etkileşim uzaktakilerden daha güçlü olur.

Uzaklığa dayalı olarak mekansal ağırlık matrisini belirlemede diğer bir yaklaşım ise, belirli bir uzaklık içinde kalan mekanların komşuluk değerlerine 1, o uzaklık dışında kalanlara ise 0 değerini atamaktır.

W mekansal komşuluk matrisi genellikle $w_{ij}^* = w_{ij} / \sum_{j=1}^n w_{ij}$ olacak şekilde, başka bir deyişle satır elemanları toplamını 1'e eşitleyecek biçimde standartlaştırılır. Bu standartlaştırma için, matematiksel ya da istatistiksel bir kural yoktur. Standartlaştırmanın sebebi, birçok durumda model katsayılarının yorumlanmasını kolaylaştırmaktır. Standartlaştırma sonrasında orijinalinde simetrik ($W = W^T$) olan mekansal komşuluk matrisi asimetric olur ve mekansal ağırlık matrisi olarak adlandırılır. Mekansal ağırlık matrisinin simetrik olmaması tahmin ve test yöntemlerini zorlaştırır.

Mekansal ağırlık matrisinin satır öğelerinin tüm diğer birimler *tarafından* belirli bir birim *üzerindeki* etkisini gösterdiğine dikkat edilmelidir. Mekansal ağırlık matrisinin sütun öğeleri, tüm diğer birimler *üzerindeki* belirli bir birimin etkisini gösterir. Bu nedenle satır normleştirme, diğer birimler tarafından her birim üzerinde yapılan etkiyi eşitlerken, sütun normleştirme, tüm diğer birimler üzerindeki her birimin etkisini eşitler (Elhorst, 2009). Bunu açıklamak için aşağıdaki 4x4'lük W matrisini ele alalım:

$$W = \begin{array}{c|cccc} & A & B & C & D \\ \hline A & 0 & 1 & 1 & 1 \\ B & 1 & 0 & 1 & 1 \\ C & 1 & 1 & 0 & 1 \\ D & 1 & 1 & 1 & 0 \end{array}$$

Burada örneğin birinci satır vektörü, B, C ve D'nin A üzerinde etkisini gösterirken birinci sütun vektörü ise A'nın B, C ve D'ye etkisini göstermektedir.

Birinci dereceden sınır komşuluğu matrisinde ağırlıklar, komşu olan mekanların aritmetik ortalamasını gösterir. Örneğin M sınır komşuluğundan söz ediliyorsa ilgili değişken x_{ij} , $1/M$ ile çarpılır. Mekansal etkileşim anlamında bu çarpım, komşu birimler arasındaki durumu ifade eder. Daha az komşuluk olması merkezi birimler üzerindeki bireysel etkileri daha güçlü yapacaktır.

Cliff ve Ord (1973, 1981), Upton ve Fingleton (1985) ve Anselin (1988b), mekansal ağırlıkların belirlenmesinden çalışmalarında bahsetmişlerdir. Dietz (2002), Leenders (2002) ve Anselin (2002) ise bu konuda yöntem incelemeleri yapmışlardır.

2.2 MEKANSAL REGRESYON MODELLERİ

Doğrusal regresyon modelinde mekansal bağımlılık iki farklı şekilde tanımlanır. İliki mekanlar arası genel bağımlılık yapısını açıklayan Mekansal Gecikme Modelidir. Bu modelde mekansal gecikme terimi Wy , modelin sağ tarafında ek bir bağımsız değişken olarak yer alır. Diğeri ise Mekansal Hata Modelidir. Bu modelde mekansal bağımlılık, modelin hata teriminde içerilir ve farklı mekansal birimlerdeki hata terimlerinin ilişkili olduğunu ($E \varepsilon_i \varepsilon_j \neq 0$) gösterir.

2.2.1 Mekansal Gecikme Modeli

Mekansal bağımlılık, genel olarak Tobler (1979)'in birinci kuralı olan “her şey bir şeyle ilişkilidir ancak yakın olanlar uzakta olan şeylerden daha çok ilişkilidir” cümlesi ile ifade edilebilir. Basit bir ifade ile ise mekansal bağımlılık, uzayda bir noktada olan şey ile başka bir noktada olan şey arasındaki fonksiyonel ilişkinin varlığı olarak düşünülebilir (Anselin, 1988). Başka bir deyişle mekansal bağımlılık, mekansal sistemdeki diğer konumların söz konusu bir konum üzerindeki etkisini tanımlar. Mekansal gecikme modeli ile belirlenen mekansal bağımlılık, mekansal etkileşim sürecinin denge sonucunun (equilibrium outcome) matematiksel bir ifadesidir (Brueckner, 2003; Anselin, 2006). Mekansal gecikme modelleri, Wy ile gösterilen mekansal gecikme teriminin modelin sağ tarafına eklenmesiyle oluşturulur. Modele eklenen mekansal gecikme terimi, komşu bölgelerdeki y 'nin ağırlıklı ortalama değerini göstermektedir. Bu modelle küresel ve yerel mekansal çarpan etkilerinin değişimi de modellenilebilir (Anselin, 2003a). y ; $N \times 1$ boyutlu bağımlı değişken vektörü, W ; $N \times N$ boyutlu konumlar arasındaki komşuluk ilişkisini gösteren mekansal ağırlık matrisi, ρ ; mekansal otoregresif parametre, X ; $K \times 1$ boyutlu β katsayı vektörü ile ilişkili $N \times K$ boyutlu bağımsız değişken matrisi ve ε ; $N \times 1$ boyutlu bağımsız özdeş dağılımlı hata terimleri vektörü olmak üzere mekansal gecikme modelinin yapısal ifadesi aşağıdaki gibidir:

$$y = \rho Wy + X\beta + \varepsilon \quad (2.3)$$

Bu modelin indirgenmiş ifadesi ise şöyledir:

$$y = (I - \rho W)^{-1} X\beta + (I - \rho W)^{-1} \varepsilon \quad (2.4)$$

Mekansal bağımlılık,

$$E \varepsilon \varepsilon' = \sigma^2 (I - \rho W)^{-1} (I - \rho W)^{-1'} \quad (2.5)$$

olduğunda vardır. Tobler (1979)'in birinci kuralı $E \varepsilon' \varepsilon \neq 0$ ile gösterilir.

(2.5) eşitliği $I - \rho W^{-1} = I + \rho W + \rho^2 W^2 + \dots$ Leontief açılımı kullanılıp gerekli işlemler yapıldıktan sonra aşağıdaki eşitlik haline gelir:

$$E \varepsilon' = \sigma^2 X\beta + \rho WW' X\beta + \rho^2 W^2 + WW' + W^{2'} X\beta + \dots \quad (2.6)$$

W mekansal ağırlık matrisi birinci sıra sınır komşuluklarını göstermektedir. W teriminin kuvvetinin artması komşuluk derecelerinin de arttığını gösterir. Örneğin W^2 ; ikinci sıra komşulukları (komşunun komşusu) belirtir. Komşuluk derecelerinin artması her bir konum etrafındaki etki alanının genişlediği anlamına gelir. Bu da Tobler (1979)'in mekansal bağımlılığın mekanlar arası uzaklıklar arttıkça azaldığı kuralını sağlar. Mekansal etki alanı geniş olduğundan bu modeldeki mekanlar arası ilişki, küresel ilişki olarak adlandırılır. Ayrıca, (2.6) kovaryansının köşegen elemanları her bir mekanın varyansını vermektedir. Köşegen elemanları sabit değilse, değişen varyans olduğu söylenir (Anselin, 2003).

(2.3) modelindeki Wy (mekansal gecikmeli bağımlı değişken), bir konumdaki bağımlı değişken değerinin komşu konumlardaki değerlerle ilişkili olmasını ifade eder. Mekansal gecikmeli bağımlı değişkenin var olması aynı zamanda, özel tahmin tekniklerinin kullanımını gerektirir (Ord, 1975; Anselin, 1988). Mekansal gecikme modeli, mekansal etkileşimin varlığı ve etkileşimin yönünün belirlenmesi istendiğinde kullanılır.

Mekansal gecikme işlemcisi, zaman serilerindeki gecikme işlemcisinden farklıdır. Zaman serilerindeki gecikme işlemcisi (L) X değişkeninin gözlemlerini zamanda bir veya iki dönem kaydırırken, mekansal gecikme işlemcisi uzayda bir noktadaki X değişkenini diğer mekansal birimlerdeki aynı X değişkeninin gözlemlerini ilişkilendirir. Zaman serisinde tek yönlü bir ilişki söz konusu iken mekan düzende çok yönlü bir ilişki söz konusu olduğundan farklı yönlerde kaydırmalar söz konusu olabilir. Bu nedenle zaman serilerinden farklı olarak belirli komşuluk sınıfına ait tüm değerlerin ağırlıklı toplamı kullanılır (Kosfeld, 2012).

Mekansal gecikmeli bağımlı değişkenin, modelin sağ tarafında bağımsız değişken olarak bulunması içsellik (endogeneity) sorununa neden olur. Doğrusal regresyon modelinin tahmininde kullanılan En Küçük Kareler (EKK) yönteminin mekansal gecikme modelinde kullanılması, içsellik sorunu yüzünden parametrelerin tutarlı olmayan ve yanlış tahminlerinin elde edilmesine yol açar. Mekansal gecikme modelindeki parametre tahminlerinin tutarlı ve yansız olması için Genelleştirilmiş Momentler (GM) ve En Çok Olabilirlik (EÇÖ) yöntemleri kullanılmaktadır.

Mekansal bağımlılık olup olmadığını gösteren mekansal otokorelasyon katsayısı ρ 'nun yorumu doğrusal regresyondakinden farklıdır. ρ , konumlar arasındaki ilişkinin gücünü göstermez. ρ 'nun işaretinin pozitif olması birbirine benzeyen konumların bir arada toplandığını, negatif olması ise birbirine benzemeyen birimlerin biraraya toplandığını gösterir.

Mekansal bağımlılık parametresinin anlamlı olup olmadığını ifade eden $H_0: \rho = 0$ hipotezinin testi için Moran veya Lagrange Çarpanı-gecikme testleri kullanılır. H_0 hipotezi kabul edilirse model doğrusal regresyon (mekansal olmayan) modeline dönüşür. Hipotezin reddi ise mekanlar arasında ilişkinin varlığını gösterir. Bu durumda küresel olmayan hata-kovaryans matrisi $j \neq i$ için $E \varepsilon_i \varepsilon_j = \sigma_{ij} \neq 0$ ile ifade edilir. Genel varyans-kovaryans matrisi $E \varepsilon \varepsilon' = \Sigma$ 'de köşegen dışı elemanlar $i \neq j$ olmak üzere i, j konum çiftleri arasındaki kovaryans sıfır değilse yani bu konum çiftleri arasında mekansal sıralama varsa mekansal kovaryans kavramı söz konusu olur (Kelejian ve Robinson, 1992).

Varolan mekansal gecikme terimi veya mekansal etkileşim sürecinin gözardı edilmesi modelin yanlış belirlenmesine, yani tanımlama hatasına neden olur. Mekansal gecikmenin gözardı edilmesi (ihmal edilmiş değişken) sonucu yanlış belirlenen modelden elde edilen herhangi bir tahmin yanlış, yapılan çıkarımlar ise yanıltıcıdır. Bu tahminlere dayalı belirlenme testleri, mekansal olarak ilişkili hataları gösterecektir.

2.2.2 Mekansal Hata Modeli

Mekansal hata modeli, birbirine komşu bölgelerin artıkları arasındaki mekansal otokorelasyonu inceler. Mekansal veri kullanıldığında uzayda gözlemler arasında kümelenme olabilir. Gözlemler arasındaki kümelenmenin giderilmesi durumunda mekansal hata modelinin kullanımı uygundur. Söz konusu model, "sorunlu" (nuisance) bağımlılıkla, yani tüm ilişkili değişkenlerin modelde içerilmesinden sonra kalan bağımlılıkla ilgilidir. Bu bağımlılık yapısının gözardı edilmesi yanlış tahminlere değil doğruluk (precision) problemine neden olur. Bağımlılık yapısı, küresel olmayan $E \varepsilon \varepsilon' = \Sigma$ varyans-kovaryans matrisi ile doğrusal regresyon belirlenmesindeki model gibi matematiksel olarak ifade edilir. Mekansal hata modelinin en basit ifadesi aşağıdaki gibidir:

$$y = X\beta + \varepsilon \quad (2.7)$$

$$\varepsilon = \lambda W\varepsilon + \xi \quad (2.7a)$$

Burada y ; $N \times 1$ boyutlu bağımlı değişken vektörü, X ; $N \times K$ boyutlu bağımsız değişken matrisi, β ; $K \times 1$ boyutlu katsayı vektörü, ε ; $N \times 1$ boyutlu bağımsız özdeş dağılımlı hata terimler vektörü, λ ; mekansal hata katsayısı ve ξ ; ilişkisiz hata terimleridir.

(2.7a) eşitliği indirgenmiş modeldir, dolayısıyla mekansal bağımlılık modelinde gösterilen (2.4) modelindeki $I - \rho W^{-1}$ gibi bir ters terim söz konusu değildir. Böylece indirgenmiş mekansal kovaryans aşağıdaki eşitlikle bulunur:

$$E \varepsilon \varepsilon' = \sigma^2 [I + \lambda W + \lambda W' + \lambda^2 W W'] \quad (2.8)$$

(2.8) eşitliğinde görüldüğü gibi varyans-kovaryans matrisinin köşegen dışı sıfır olmayan elemanları, W ve $W W'$ 'daki sıfır olmayan elemanlara karşılık gelirler. W birinci sıra komşulukları gösterdiğinden W ve $W W'$ elemanları, sadece birinci ve ikinci sıra komşulukları gösterir. Daha yüksek dereceden komşuluklardan söz edilemez. Bunun diğer bir anlamı, mekansal hata modellerinde mekansal etki alanı mekansal gecikme modelleri ile karşılaştırıldığında daha dardır (Anselin, 2003). Bu modelde mekanlar arası ilişki, etkileşim alanı dar olduğundan, yerel özilişki olarak da adlandırılır.

(2.7) modelinde $H_0: \lambda = 0$ hipotezinin anlamlılığı Moran testi veya Lagrange Çarpanı-hata testleri ile sınanır. Hipotezin kabul edilmesi hatalar arasında mekansal ilişki olmadığını göstergesi iken hipotezin reddi mekansal ilişki olduğunu gösterir. Mekansal hatanın pozitif olması, modelin tanımlama hatasını özellikle de mekansal olarak ilişkili ancak ihmal edilmiş değişken olduğunu gösterir.

Mekansal hata modelinin belirlenmesinde Ençok Olabilirlik (EÇO) yöntemi ve Kelejian ve Prucha (1999) tarafından önerilen Genelleştirilmiş Momentler kullanılır. Genelleştirilmiş Momentler (GM) Tahmincisi büyük örneklem için diğerine göre daha iyi sonuç vermektedir.

Mekansal hata korelasyonunun gözardı edilmesi sıradan En Küçük Kareler (EKK) regresyonunun yanı sıra sonuçlar vermesine neden olmaz ancak bu tahminlerin varyanslarının düzeltilmesi gerekir. Diğer bir deyişle mekansal hata ilişkisini ihmal etmek, elde edilen tahminlerin ikinci momentlerini (doğruluklarını) etkiler (Anselin ve Arribas-bel, 2011).

3. PANEL VERİ

3.1 Panel Veriler

Panel veri, her biri iki veya daha fazla zaman noktasında gözlenen birimlerden (hanehalkları, ülkeler, firmalar, vb.) oluşur. Bu birimlerin zaman boyunca aynı olması, yani gözlemlerin aynı birimler için tekrarlanması panel veri kümesini oluşturması açısından önemlidir. Veri, aynı birimlerden oluşan yatay kesitlerin zaman serisi olabileceği gibi, aynı zaman döneminden oluşan zaman serilerinin yatay kesiti olabilir. Bu farklı durumlar aşağıda sırasıyla örneklendirilmiştir:

Çizelge 3.1 Panel Veri Kümesi

Ülke	Zaman	Zaman	Ülke
1	2001	2001	1
1	2002	2001	2
1	2003	2001	3
2	2001	2002	1
2	2002	2002	2
2	2003	2002	3

Panel veri, birim ve zaman boyutundaki gözlemlere göre dengeli ve dengeli olmayan panel veri kümesi olarak adlandırılır. Dengeli panel veri kümesinde her bir yatay kesit aynı sayıda zamana (T) göre gözlenirken dengeli olmayan panel veri kümesinde zaman dönemi (T_i) her birim için farklıdır. Dengeli ve dengeli olmayan panel veri kümesine örnek aşağıda gösterilmiştir:

Çizelge 3.2 Dengeli ve Dengeli Olmayan Panel Veri Kümesi

Dengeli Panel Veri Kümesi					Dengeli Olmayan Panel Veri Kümesi				
Birim	Yıl	Gelir	Yaş	Cinsiyet	Birim	Yıl	Gelir	Yaş	Cinsiyet
1	2003	1500	25	Erkek	1	2003	1500	24	Erkek
1	2004	1700	21	Erkek	1	2004	1700	27	Erkek
1	2005	2000	26	Erkek	2	2003	2200	45	Kadın
2	2003	2100	35	Kadın	2	2004	2500	41	Kadın
2	2004	2100	37	Kadın	2	2005	2100	44	Kadın
2	2005	2200	32	Kadın	3	2003	3500	42	Erkek

Veri, yatay kesitte rastsal olarak elde edilir. Zaman boyutunda rastsallık söz konusu değildir. Y_{it} bağımlı, X_{it} bağımsız değişken olmak üzere basit bir regresyon modeli düşünölsün. Bu modeldeki veri kümesi $X_{it}, Y_{it}, i = 1, \dots, n, t = 1, \dots, T$ olarak gösterilir $i (i = 1, \dots, n)$; n yatay kesitteki birim sayısı olmak üzere veri kümesinin yatay kesit boyutunu; $t (t = 1, \dots, T)$; T zaman dönemi olmak üzere veri kümesinin zaman boyutunu gösteren alt indislerdir. T çok kısa (en az 2, en çok 10 veya 20) zaman döneminde gözlenen çok büyük sayıda (yüz ya da bin) N yatay kesit biriminden oluşan veri kümesi Mikro Paneller $N \gg T$ olarak adlandırılır. Mikro panellere göre daha az sayıda birimden (100-200 birim) oluşan veri kümesi ise Makro Paneller olarak adlandırılır. Mikro panel verileri hanehalklarına göre oluşturulurken makro panel verileri ölkelere göre oluşturulur.

İster mikro ister makro düzeyde olsun panel veri kümeleri ile çalışmak veri kümesinin boyutuna göre ekonometrik olarak bazı noktalarda dikkat gerektirir. Mesela mikro paneller için kavuşmazlar (asimptot) büyük N , sabit T 'ye göre olmak zorunda iken makro panellerde her iki boyutta da büyük olabilir. Makro paneller uzun zaman dönemi için söz konusu olduğundan bu veri kümesinde birim kök, yapısal kırılma ve eşbütünleşme gibi durağan olmama sorunlarıyla karşılaşılabilirken mikro panellerde T , her birim için kısa olduğundan bu sorunlar ortaya çıkmaz. Ayrıca, makro panellerde çapraz-ölke bağımlılığı ele alınması gerekir. Mikro panellerde hanehalkı verileri rastsal olarak toplanır ve bu rastsallıktan dolayı makro panellerde görölen çapraz-ölke bağımlılığı beklenmez (Baltagi, 2008).

Panel veri kümesinde değişkenler birim-zaman değişmez (individual-time invariant), zaman-birim değişmez (time-individual invariant) ve her iki yönde değişen olmak üzere üç yönlü olarak incelenir. Birim değişkenler (örneğin cinsiyet); belirli bir yatay kesit birimi için zaman boyunca aynı ancak yatay kesit birimleri arasında değişen değişkenlerdir. Zaman değişkenler (örneğin faiz oranları); zamanda belirli bir noktada tüm yatay kesit birimleri için aynı ancak zaman boyunca değişen değişkenlerdir. Son olarak her iki yönde değişen değişkenler (örneğin satış miktarları); zamanda bir noktada yatay kesit birimleri arasında değişen ayrıca zaman boyunca da değişen değişkenlerdir (Hsiao, 2003).

3.2 Panel Veri ile Çalışmanın Yararları ve Sakıncaları

Yatay kesit ya da zaman serisi yerine panel veri kümesi ile çalışmanın bazı yararları vardır. Hsiao (2003) ve Baltagi (2008)'nin sıraladığı bu yararlar aşağıda maddeler halinde belirtilmiştir:

1. Panel veri kümesi yatay kesit boyutunda yer alan birimler, firmalar, şehirler veya ülkelerin heterojen olduğunu varsayar ve bunlar arasındaki değişkenliğin kontrol edilmesini sağlar. Ölçülmesi ya da elde edilmesi zor olması nedeniyle ihmal edilip model dışında bırakılan değişkenlerin etkisini modele dahil ederek elde edilen tahminlerin yansız olmasını sağlar.
2. Panel veri kümesi yatay kesit ve zaman serisi verilerinin birleşimi olduğundan gözlem sayısı fazla olmaktadır. Bu nedenle daha çok bilgi içerir, daha değişkendir.
3. Zaman serilerinin aksine panel veri kümesi ile çalışıldığında değişkenler arasında daha az çoklu bağlantı sorunu görülür.
4. Serbestlik derecesi fazladır ve daha etkindir.
5. İktisadi davranışlar yapıları gereği dinamik olduklarından ekonometrik olarak ilgilenilen çoğu ilişki dinamiktir. İşsizlik, gelir dağılımı, yerleşim gibi değişkenlerle çalışıldığında panel veri daha iyi sonuçlar verir.
6. Yatay kesit veya zaman serisi verisinde kolayca ortaya çıkarılmayan etkileri tanımlama ve ölçmede daha uygundur.
7. Yatay kesit veya zaman serilerine göre daha karmaşık davranışsal modelleri yapılandırma ve test etme mümkündür.
8. Bireyler, şirketler ve hanehalkı verisinden oluşan mikro panel veri makro düzeyde benzer değişkenlere göre daha doğru olarak ölçülebilir. Mikro panel veride şirketler veya bireyler üzerinden toplanmasıyla ortaya çıkan yanlılıklar indirgenebilir veya giderilebilir.

Panel veri kümesi ile çalışmanın yararları kadar eksik yönleri de vardır. Bu eksik yönler arasında veri toplama ve tasarım problemleri, ölçüm hatalarının bozulması, seçicilik (hanehalkına ulaşamama, bir yıla ait yatay kesitteki tüm birimlerin sonraki yıllarda gözlenmemesi), kısa zaman serisi boyutu, yatay kesit bağımlılığı sayılabilir.

Sonraki bölümlerde panel veri için regresyon modelleri tek yönlü ve iki yönlü hata bileşen regresyon modeli olarak incelenecek, gözlenmeyen etkilerin modele dahil edildiği durumlar ve bu modellere ilişkin testler anlatılacaktır.

3.3 Birim Etkili Hata Bileşen Modeli

Panel verinin en önemli yararı, yatay kesitte yer alan birimler arasındaki farklılığın modellenmesinde araştırmacıya kolaylık sağlamasıdır. Bu modellemeyi göstermek

için i ; yatay kesit (hanehalkları, bireyler, şirketler, ülkeler, vb.), t de zaman boyutu olmak üzere aşağıdaki basit regresyon modeli düşünölsün.

$$y_{it} = \alpha + x_{it}'\beta + u_{it}, i = 1, \dots, N; t = 1, \dots, T \quad (3.1)$$

Burada x_{it} ; K bağımsız deęişkenden oluşan matristir ve sabit terim içermez. α ; sabit, u_{it} bozulum terimidir. Panel veri uygulamaları bozulum terimine göre tek yönlü ve iki yönlü olarak deęerlendirilir. Tek yönlü modeller sadece birim veya sadece zaman, iki yönlü modeller ise hem birim hem de zaman boyutunda ele alınır. Dięer bir deyişle yatay kesit verilerinde homojen olmayan, zamana göre otoregresif ve hem yatay kesitte heterojen hem de zamana göre otoregresif özellikler incelenir.

Birim etkili hata bileşen modelinde bozulum terimi

$$u_{it} = \mu_i + v_{it} \quad (3.1a)$$

dir. μ_i ; gözlenmeyen birim etkisi, v_{it} ; kalan bozulum terimini göstermektedir. Bu bozulumda sadece birim etkisi olduğundan, yani zaman etkisi içerilmediğinden (3.1) eşitlięi tek yönlü hata bileşen regresyon modeli olarak adlandırılır. μ_i ; zaman boyunca deęişmeyen herhangi bir birimin etkisini gösterir. v_{it} ; hem yatay kesit hem de zaman boyunca deęişmektedir. Klasik regresyondaki bozulum terimi olarak düşünölsün.

y ; $NT \times 1$, X ; $NT \times K$, $Z = \iota_{NT}, X$, $\delta' = \alpha', \beta'$ ve ι_{NT} birlerden oluşan vektör olmak üzere (3.1) eşitlięi vektör biçiminde aşağıdaki gibi yazılır:

$$y = \alpha \iota_{NT} + X\beta + u = Z\delta + u \quad (3.2)$$

Hata terimi ise vektör biçiminde $u = Z_\mu \mu + u$ olur. Vektör biçiminin elde edilmesi için panel veri kümesi ilk önce yatay kesite daha sonra yıllara göre yığılmalıdır. Z_μ ; sıfır ve birlerden oluşan ayırıcı matristir. Dięer bir ifade ile eđer μ_i sabit parametreler olarak varsayılırsa tahmin edilmek için regresyonda içerilir.

Gözlenmeyen deęişkenlerin modelde yer alan bağımsız deęişkenlerle ilişkili olup olmadıklarına göre model, Sabit etkiler ve Rastsal etkiler olarak iki şekilde tahmin edilir.

3.3.1 Birim Etkili Sabit Etkiler modeli

Sabit etkiler (SE) modeli, gözlenmeyen deęişkenlerin modeldeki bağımsız deęişkenlerle ilişkili olduğü durumlarda ele alınır. Gözlenmeyen deęişkenlerin modele dahil edilmemesi ihmal edilen deęişken sorununu ortaya çıkarır. Bu tür

modellerin EKK ile çözülmesi tahminlerin yansız ve tutarlı olmamalarına yol açar. Bu sorun, gözlenemeyen değişkenlerin modele dahil edildiği sabit etkiler modelinin tahmini ile giderilir. Bu tür modellerin kullanımı belirli bir N kümesi (şirketler, ülkeler, şehirler) üzerinde çalışılıyorsa uygundur.

(3.1) eşitliğinde $u_{it} = \mu_i + v_{it}$ hata teriminin yerine koyulmasıyla

$$y_{it} = \alpha + \beta x_{it} + \mu_i + v_{it}, v \sim 0, \sigma_v^2 \quad (3.3)$$

elde edilir ve α , β ve μ tahminleri EKK ile bulunur. α ve β ilgilenilen değişkenler olduğundan EKK yerine En Küçük Kareler Kukla Değişken (EKKKD) tahmin yapılabilir. Bu tahminde (3.3) eşitliğine ilk önce ortalamadan fark alma işlemi uygulanır. Diğer bir ifade ile, modeldeki her bir değişken ortalamadan farkı alınarak ilgili değişkenle çarpılır:

$$y_{it} - y_i = x_{it} - x_i \beta + v_{it} - v_i \quad (3.4)$$

Ortalamadan fark alma işlemi, modeldeki birim etkilerini gidermek için yapılır. Dönüşümden sonra elde edilen (3.4) eşitliği, EKK ile tahmin edilir. Ortalamadan fark alma işlemi sonucu sabit etkiler tahmincisi ile cinsiyet, ırk, din gibi zaman-değişmez değişkenler tahmin edilemez.

(3.4) modelindeki β katsayısının tahmin edicisi,

$$\beta_{SE} = \left(\sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T (x_{it} - x_i)(x_{it} - x_i)' \right)^{-1} \sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T (x_{it} - x_i)(y_{it} - y_i) \quad (3.5)$$

dir. Bu tahminci her grup içindeki değişimi gösterdiğinden "grup içi tahminci" olarak da adlandırılır.

Birim etkisinin tahmini ise

$$\mu_i = y_i - \alpha - \beta x_i \quad (3.6)$$

dir. Burada $\alpha = y_{..} - \beta x_{..}$ 'e eşittir.

Kukla değişken tuzağından kaçınmak ve tam çoklu bağlantı sorununun üstesinden gelmek için $\sum_{i=1}^N \mu_i = 0$ kısıtı modele koyulur. Ayrıca, bu kısıt koyulmazsa (3.3) eşitliğinde β ve α ile μ_i ayrı ayrı değil $\alpha + \mu_i$ şeklinde tahmin edilebilir. (3.3) eşitliğinin hata terimi 0 ortalama ve $\sigma_v^2 I_{NT}$ varyans-kovaryans matrisi ile dağılıyorsa EKKKD, en iyi yansız tahmincidir. $T \rightarrow \infty$ olduğunda sabit etkiler tahmincisi tutarlıdır. Eğer T sabit ve $N \rightarrow \infty$ ise sadece β 'nin tahmincisi tutarlıdır. N arttıkça

parametrelerin sayısı artacağından $\alpha + \mu_i$ birim etkisinin SE tahmincisi tutarlı değildir.

N çok büyük olduğunda modelde $N - 1$ tane kukla değişken olur ki parametre tahminine ek olarak bu değişkenlerin de tahmin edilmesi gerekir. Bu değişkenler, bağımsız değişkenler arasında tam çoklu bağlantı problemine neden olacağından büyük veri kümeleri için sabit etkiler tahmincisi uygun değildir. Ayrıca SE modelinde çok fazla parametre olması serbestlik derecesinde kayba neden olur.

“Sabit etkili model”in, herhangi bir değişkenin sabit olduğu anlamına gelmediği, gruplararası farklılığın sabit terimdeki farklılıklarda saptandığı ve μ_i 'nin tahmin edilecek bir parametre olduğu gözardı edilmemesi gereken önemli hususlardır (Greene, 2012).

3.3.2 Birim Etkili Rastsal Etkiler Modeli

Rastsal etkiler (RE) modeli, gözlenemeyen değişkenlerin modeldeki bağımsız değişkenlerle ilişkili olmadığı durumlarda kullanılır. Modelde gözlenemeyen değişkenlerin etkisini gösteren μ_i , rastsal varsayıldığında SE modelinde karşılaşılan serbestlik derecesi kaybından kaçınılmış olunur. Rastsal Etkiler modelleri, N yatay kesit birimi büyük kitleden rastsal olarak çekildiğinde uygun bir belirlenmedir.

Modeli tanımlamak için basit bir regresyon modeli düşünölsün:

$$y_{it} = \alpha + x'_{it}\beta + u_{it} \quad (3.7)$$

$$u_{it} = \mu_i + v_{it} \quad (3.7a)$$

(3.7.a) ile gösterilen hata terimindeki μ_i , yatay kesit birimleri arasındaki rastsal farkı gösterir.

(3.7) denklemine eşit olarak

$$y = \iota_{NT}\alpha + X\beta + u \quad (3.8)$$

$$u = Z_\mu\mu + v \quad (3.8a)$$

yazılır.

Bu modelde $\mu_i \sim BÖD(0, \sigma_\mu^2)$, $v_{it} \sim 0, \sigma_v^2$ ve μ_i ile v_{it} ilişkili değildir. Ayrıca, X_{it} ile μ_i ve v_{it} tüm i ve t için birbirinden bağımsızdır. $\mu = \mu_1, \mu_2, \dots, \mu_N$ 'i; birim etkilerini gösteren N boyutlu vektör, ι_{NT} ; NT boyutlu birlerden oluşan vektör, Z_μ ; $NT \times N$ boyutlu N birim kukla değişkenlerin matrisidir:

$$Z_{\mu} = I_N \otimes \iota_T = \begin{pmatrix} \iota_T & 0 & \dots & 0 \\ 0 & \iota_T & \dots & 0 \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ 0 & \dots & \dots & \iota_T \end{pmatrix} \quad (3.9)$$

(3.8) eşitliği $Z_* = \iota_T' Z$, $\delta = \begin{pmatrix} \alpha \\ \beta \end{pmatrix}$ olmak üzere

$$y = Z_* \delta + Z_{\mu} \mu + \varepsilon \quad (3.10)$$

şeklinde yazılabilir.

(3.8) eşitliğindeki hata teriminin varyans-kovaryans matrisi aşağıdaki gibi hesaplanır:

$$\begin{aligned} \Omega = E \varepsilon \varepsilon' &= Z_{\mu} E \mu \mu' Z_{\mu}' + E \varepsilon \varepsilon' \\ &= \sigma_{\mu}^2 I_N \otimes J_T + \sigma_v^2 I_N \otimes I_T \end{aligned} \quad (3.11)$$

Burada, $J_T = \iota_T \iota_T'$ 'dir.

Bu varyans-kovaryans matrisi blok-köşegen yapıdadır. Bloklar eşvaryans ve eşilişkili artıkları gösterir (Baltagi, 2008):

$$\begin{aligned} Cov u_{it}, u_{js} &= \sigma_{\mu}^2 + \sigma_v^2 \quad i = j, t = s \text{ için} \\ &= \sigma_{\mu}^2 \quad i = j, t \neq s \text{ için} \\ &= 0 \quad i \neq j \text{ için} \end{aligned} \quad (3.12)$$

Küresel olmayan artıklar varsayımı altında (3.10) eşitliğindeki regresyon katsayısı Geneleştirilmiş EKK (GEKK) ile tahmin edilir ve tahmincisi şöyledir:

$$\delta_{GEKK} = (Z_*' \Omega^{-1} Z_*)^{-1} Z_*' \Omega^{-1} y \quad (3.13)$$

3.4 Birim-Zaman Etkili Hata Bileşen Modeli

Birim-zaman etkili modeller, panel verinin yatay kesit boyutunda heterojen, zaman boyutunda otoregresif özellik gösterir. Birim etkili modelde $u_{it} = \mu_i + v_{it}$ olan hata terimi, birim-zaman etkili modelde;

$$u_{it} = \mu_i + \lambda_t + v_{it}, i = 1, \dots, N \quad t = 1, \dots, T \quad (3.14)$$

şeklinde elde edilir. μ_i ; gözlenemeyen birim etkisi, λ_t ; gözlenemeyen zaman etkisi ve v_{it} ; kalan stokastik bozulum terimidir.

(3.14) eşitliği ile gösterilen hata terimi vektör biçiminde aşağıdaki gibi yazılabilir:

$$u = Z_{\mu} \mu + Z_{\lambda} \lambda + v \quad (3.15)$$

Z_μ , μ ve v ; Bölüm 3.3.'te tanımlandığı gibidir. $Z_\lambda' = \iota_N \otimes I_T$ ve $\lambda' = \lambda_1, \dots, \lambda_T$ 'dir.

3.4.1 Birim-Zaman Etkili Sabit Etkiler Modeli

Birim-zaman etkili sabit etkiler modelinde sabit katsayının hem birimden birime hem de zamandan zamana değiştiği varsayılır. Söz konusu model aşağıdaki gibidir:

$$y_{it} = \alpha + \beta x_{it} + \mu_i + \lambda_t + v_{it} \quad (3.16)$$

Bu model vektör gösterimiyle aşağıdaki gibi yazılır:

$$y = \iota_{NT} \alpha + X \beta + Z_\mu \mu + Z_\lambda \lambda + v \quad (3.17)$$

Bu modelde μ_i ve λ_t tahmin edilecek parametre ve $v_{it} \sim BÖD(0, \sigma_v^2)$ 'dir. X_{it} bağımsız değişkenin v_{it} 'den bağımsız olduğu varsayılır.

μ_i ve λ_t etkilerini gidermek için Bölüm 3.3.1'deki gibi ortalamadan fark alma işlemi ile (3.16) eşitliği,

$$y_{it} - y_{i.} - y_{.t} + y_{..} = x_{it} - x_{i.} - x_{.t} + x_{..} \beta + v_{it} - v_{i.} - v_{.t} + v_{..} \quad (3.18)$$

olarak elde edilir. Bu modelin EKK tahmini sonucunda

$$\beta = (x_{it} - x_{i.} - x_{.t} + x_{..})' (x_{it} - x_{i.} - x_{.t} + x_{..})^{-1} (x_{it} - x_{i.} - x_{.t} + x_{..}) (y_{it} - y_{i.} - y_{.t} + y_{..}) \quad (3.19)$$

bulunur. β modelde yerine koyulduktan sonra α , μ_i ve λ_t aşağıdaki gibi elde edilir:

$$\alpha = y_{..} - \beta x_{..} \quad (3.20)$$

$$\mu_i = y_{i.} - y_{..} - \beta (x_{i.} - x_{..}) \quad (3.21)$$

$$\lambda_t = y_{.t} - y_{..} - \beta (x_{.t} - x_{..}) \quad (3.22)$$

3.4.2 Birim-Zaman Etkili Rastsal Etkiler Modeli

Birim etkili rastsal etkiler modelindeki gibi birim-zaman etkili rastsal etkiler modelinde de gözlenemeyen değişkenin modelin hata teriminde içerildiği ve modeldeki bağımsız değişkenlerle ilişkili olmadığı varsayılır. Bu kez birim etkinin yanısıra zaman etkisi de sözkonusu olduğundan model aşağıdaki gibi yazılır:

$$y_{it} = \alpha + x_{it}' \beta + u_{it} \quad (3.23)$$

$$u_{it} = \mu_i + \lambda_t + v_{it} \quad (3.23a)$$

Bu hata teriminde μ_i , yatay kesit birimleri arasındaki, λ_t ise zaman dönemleri arasındaki rastsal farkı gösterir.

(3.23) denkleminde eşit olarak

$$y = \iota_{NT}\alpha + X\beta + u \quad (3.24)$$

$$u = Z_\mu\mu + Z_\lambda\lambda + v \quad (3.24a)$$

eşitliği yazılabilir.

Bu modelde $\mu_i \sim BÖD(0, \sigma_\mu^2)$, $\lambda_t \sim BÖD(0, \sigma_\lambda^2)$ ve $v_i \sim BÖD(0, \sigma_v^2)$ 'dir ve aralarında ilişki yoktur. Ayrıca, X_{it} bağımsız değişkenininin μ_i , λ_t ve v_i 'den bağımsız olduğu varsayılır. (3.24) eşitliğinin varyans-kovaryans matrisi,

$$\Omega = E uu' = Z_\mu E uu' Z_\mu' + Z_\lambda E \lambda\lambda' Z_\lambda' + \sigma_v^2 I_{NT} \quad (3.25)$$

$$= \sigma_\mu^2 I_N \otimes J_T + \sigma_\lambda^2 J_N \otimes I_T + \sigma_v^2 I_N \otimes I_T$$

Hatalar $var u_{it} = \sigma_\mu^2 + \sigma_\lambda^2 + \sigma_v^2$ ile eşvaryanslıdır.

$$cov u_{it}, u_{js} = \sigma_\mu^2 \quad i = j, t \neq s \quad (3.26)$$

$$= \sigma_\lambda^2 \quad i \neq j, t = s$$

3.5 Hausman Testi

Sabit etkiler ve rastsal etkiler modelinin hangisi ile tahmin yapılacağı panel veri ile çalışıldığında önemli bir sorundur. Bu iki modelden uygun olana karar vermede veri kümesinin incelenmesi önerilen yollardan biridir. Örneğin sabit etkiler modelinde belirli yatay kesit birimleri üzerinde çalışılırken (N tane OECD ülkesi gibi), rastsal etkiler modelinde rastsal olarak çekilmiş örneklem (hanehalkı verisi gibi) üzerinde çalışılır.

İki model arasındaki seçim için Hausman (1978), sabit ve rastsal tahminciler arasındaki farka dayalı olan bir test önermiştir. Chamberlain (1984), sabit etkiler modelinin indirgenmiş modelin parametreleri üzerinde test edilebilir kısıtlar koyduğunu göstermiştir. Sabit etkiler modeli kabul edilmeden önce bu kısıtların geçerliliği kontrol edilmelidir.

Mundlak (1978), rastsal etkiler modelinin rastsal birim etkileri ile tüm bağımsız değişkenleri dışsal olarak varsaydığını, tam tersi sabit etkiler modelinin ise bu birim

etkileri ile tüm açıklayıcı değişkenleri içsel olarak kabul ettiğini tartışmıştır. Hausman ve Taylor (1981), bazı açıklayıcı değişkenleri birim etkileri ile ilişkili olarak kabul eder.

Uygulamada sabit ve rastsal etkiler arasında tercih için genel olarak Hausman (1978)'in önerdiği test kullanılmaktadır. Bu test ile sabit etkiler ile rastsal etkiler tahmincileri karşılaştırılarak hangisinin kullanılacağına karar verilir.

Hata bileşen modelinin temel varsayımı; $E u_{it}/X_{it} = 0$, yani hataların bağımsız değişkenlerden bağımsız olmasıdır. Ancak sabit etkiler modelinde gözlenemeyen etkilerin modelin hata teriminde içerildiği ve modeldeki bağımsız değişkenlerle ilişkili olduğu varsayıldığından bu varsayım bozularak $E u_{it}/X_{it} \neq 0$ olur. Bu da GEKK ile tahminlerin yanlı ve tutarsız elde edilmesine yol açar. Sabit etkiler modelinde ortalamadan fark alma işlemi ile tüm birim etkileri giderilir. Böylelikle yanlı ve tutarsız olan tahminler artık yansız ve tutarlı hale gelir. Hausman testi bir anlamda en iyi tahminin hangi modelle elde edileceğinin testidir.

Hausman test istatistiği aşağıda verilmiştir:

$$m_1 = q_1' \text{var } q_1^{-1} q \quad (3.27)$$

Burada $q_1 = \beta_{GEKK} - \beta_{SE}$ ve $\text{var } q_1 = \text{var } \beta_{SE} - \text{var } \beta_{GEKK}$ 'dır.

Bu testte $H_0: E u_{it}/X_{it} = 0$ hipotezi sınanır. K modeldeki bağımsız değişken sayısı olmak üzere test istatistiği asimptotik olarak χ_K^2 dağılımlıdır. H_0 kabul edilirse hataların bağımsız değişkenlerle ilişkili olmadığına, yani rastsal etkiler modelinin kullanımına karar verilir. Aksi durumda hataların bağımsız değişkenlerle ilişkili olduğuna dolayısıyla sabit etkiler modelinin kullanılmasına karar verilir.

4. PANEL VERİ İÇİN MEKANSAL REGRESYON MODELLERİ

Panel veri kümesi, farklı zaman dönemleri boyunca tekrarlanan birimler, gruplar, ülkeler veya bölgeler gibi yatay kesit gözlemlerinden oluşur. Mekansal panel veri kümesi ise, mekansal birimlerin zaman serisi gözlemlerinden meydana gelir. Veri, belirli nokta konumlarında (örneğin konut verisi) gözlenebilir ya da düzenli veya düzensiz coğrafik alanlar (örneğin ülkeler, bölgeler, eyaletler vb.) boyunca toplanabilir. İlk önce yatay kesit verisi için geliştirilen mekansal ekonometrik yöntemler, ilerleyen zamanlarda panel veri için de geliştirilmiştir. Panel veri modelleri yatay kesitteki birimlerde gözlenen veya gözlenemeyen değişkenliği ortaya çıkarma imkanı sağlarken, mekansal panel veri modelleri hem yatay kesitteki değişkenliğin hem de mekansal korelasyonun belirlenmesini sağlar. Mekansal panel veri ekonometrisi alanındaki çalışmalarda son yıllarda artış görülmektedir. Bu konuda çalışan önemli isimlerden biri olan Baltagi, Panel Veri Ekonometrisi kitabının ikinci baskısında mekansal panel veri ekonometrisinin özet tartışmasına yer vermiştir (Baltagi, 2001) ve son yıllarda bu konu üzerindeki çalışmalarını yoğunlaştırmıştır.

Panel veri için mekansal ekonometri üzerine yayımlanan makaleler arasında Anselin (2001b), Elhorst (2001, 2003, 2009), Baltagi, Song ve Koh (2003, 2007c), Lee (2003), Pesaran (2004), Baltagi, Egger ve Pfafermayer (2007a, 2009), Baltagi, Kelejian ve Prucha (2007b), Kapoor, Kelejian ve Prucha (2007), Pesaran ve Tosetti (2007), Anselin, Le Gallo ve Jayet (2008), Baltagi (2008), Baltagi ve Liu (2008), Lee ve Yu (2009a, 2009b, 2010), Millo ve Piras (2009a, 2009b, 2010), Elhorst, Piras ve Arbia (2010), Yu ve Lee (2010) sayılabilir.

$i = 1, \dots, N$ yatay kesit boyutunu, $t = 1, \dots, T$ zaman boyutunu gösteren indisler olmak üzere havuzlanmış veri için model aşağıdaki gibi gösterilir:

$$y_{it} = x_{it}\beta + \varepsilon_{it} \quad (4.1)$$

Burada y_{it} ; örneklemdaki her birim için bağımlı değişken gözlemi, x_{it} ; $1 \times K$ boyutlu açıklayıcı değişkenler matrisi, β ; $K \times 1$ boyutlu regresyon katsayıları vektörü, ε_{it} de hata terimidir. Bu havuzlanmış model, önce yatay kesit boyutuna göre daha sonra zaman boyutuna göre yığıldığında panel veri kümesi için elde edilmiş olur. Panel veri kümesinde i indisi ile gösterilen yatay kesit verisi; konum, uzaklık, bölge gibi

mekansal göstergelere göre düzenlendiğinde mekansal panel veri kümesi olarak adlandırılır. Böyle bir veri kümesinde mekansal etkiler ile ilgilenileceğinden gözlemler, panel veriden farklı olarak ardışık yatay kesitler $t = 1, \dots, T$ 'e göre yığılmış olmalıdır. Veri $t = 1, \dots, T$ 'e göre yığıldığından modeldeki değişkenlerin gösterimi de değişir. Böylelikle y_t ; $N \times 1$ boyutlu t zamanına göre yatay kesit gözlemleri vektörü, X_t ; $N \times K$ boyutlu bağımsız değişkenin t zamanına göre yatay kesit gözlemleri matrisi ve ε_t ; $N \times 1$ boyutlu t zamanına göre hata terimleri vektörü olarak gösterilecektir.

$$y_t = X_t \beta + \varepsilon_t \quad (4.2)$$

Mekanlar arasındaki etkileşimi (bağımlılığı) gösteren mekansal gecikme işlemcisinin modelin sağ tarafına eklenmesi ile elde edilen bu modele, mekansal panel veri modeli denir. Mekansal bağımlılık, yatay kesit birimleri arasında ilişki olduğunda ve bu ilişki belirli bir mekansal dizilimi takip ettiğinde ortaya çıkar. Belirli bir t döneminde ve $i \neq j$ iken yatay kesit birimleri arasında $E \varepsilon_{it} \varepsilon_{jt} \neq 0$ ise ve sıfırdan farklı kovaryanslar belirli bir komşuluk ilişkisine uygunsa hata terimlerinin mekansal olarak ilişkili olduğu söylenir. Mekanlar arasındaki ilişki aynı t zaman aralığındaki yatay kesit gözlemlerine ait olmalıdır.

Daha önce de belirtildiği üzere mekansal gecikme işlemcisi, mekansal ağırlık matrisi ile bağımlı değişkenin çarpımı olarak modelin sağ tarafında yer alır. Yatay kesit için $N \times N$ boyutlu olan mekansal ağırlık matrisi, panel veri için $NT \times NT$ boyutlu olur ve $W_{NT} = I_T \otimes W_N$ şeklinde elde edilir. Bu eşitlikte I_T ; T boyutlu birim matris ve \otimes ; Kronecker çarpımıdır. Buna göre mekansal gecikme işlemcisi;

$$W y = W_{NT} y = I_T \otimes W_N y \quad (4.3)$$

ile modele dahil edilir.

Alt bölüm 2.1.2'de tanımlanan ve belirlenme şekli açıklanan mekansal ağırlık matrisinin (W) panel veri için kullanımında mekansal ağırlıkların zaman boyunca sabit kaldığı varsayılır. Mekansal ağırlıklar modelin sağ tarafında bağımlı değişken ile çarpım şeklinde yer aldığından, zaman boyunca olan etkileşim yapısında olan değişiklikler y 'deki değişimle açıklanır. Buna alternatif olarak y 'nin sabit tutulup, böylelikle ağırlıkların değişmesine izin vermek de önerilmektedir. Fakat bu alternatifin çözümü diğerine göre oldukça zordur. Mekansal ağırlıkların mekansal panel veride ele alınmasında kullanılan bu iki yaklaşıma ek olarak Druska ve Horrow (2004), hem y 'nin hem de ağırlıkların zaman boyunca değişmesi durumunu

incelemiş ve bu yaklaşımın tanımlama ve yorumlama problemlerine neden olacağını saptamışlardır (Anselin vd., 2008).

Mekansal panel modellerini tahmin etmek için iki yaklaşım önerilmiştir. Bu yaklaşımlardan ilki modelin olabilirlik fonksiyonunun belirlenmesine dayalı olarak geliştirilen En Çok Olabilirlik (EÇO) tahminidir. Diğeri ise, modele bir değişken ekleyerek regresyon varsayımlarından bağımsız değişkenin hata terimleriyle ilişkili olmamasını gerçekleyen yaklaşımdır. Bu yaklaşım, aracı değişkenler (instrumental variables) veya Genelleştirilmiş Momentler Metodu (GMM)'dur. Her iki tahmin yaklaşımında ε_{it} bozulmuş terimlerinin, sıfır ortalama ve σ^2 varyansla tüm i ve t için bağımsız ve özdeş dağılımlı oldukları varsayılır. Ek olarak EÇO tahmininde hataların normal dağılımlı olması koşulu da aranır. Hataların normal dağılıp dağılmadığının belirlenmesi Jarque-Bera (1980) testi ile yapılabilir. Bu test istatistiği 1 serbestlik derecesi ile Ki-kare dağılımlıdır.

Yatay kesit birimlerini gösteren N çok büyük ($N \rightarrow \infty$) olduğunda EÇO tahminini hesaplamada sorun olduğundan Kelejian ve Prucha (1998), bu modeller için aracı değişken yaklaşımını önermişlerdir. Daha sonra bu yaklaşımı geliştirerek mekansal hata modellerinin tahmini için Genelleştirilmiş Momentler (GM) tahminisini ileri sürmüşlerdir (Kelejian ve Prucha, 1999). Kelejian ve Prucha (1998, 1999)'nın önerdikleri bu yöntem, çok büyük N 'de bile hesaplama olarak uygundur. Zaman dönemi rastsal etkiler ve mekansal hata modelinin GMM tahminisini ise daha sonraki çalışmalarında (Kelejian ve Prucha, 2007) tanıtmışlardır.

4.1 MEKANSAL SABİT ve RASTSAL ETKİLER MODELLERİ

Mekansal etkiler, mekanlar arası etkileşimi gösteren mekansal ağırlık matrisi (W) modele dahil edilmeden sabit etkiler ve rastsal etkiler olarak panel veride incelenebilir. Ancak mekansal ağırlık matrisi (W)'nin gözardı edildiği bu durumda sadece mekansal etkilerin varlığından söz edilir. Bu etkinin komşulardan mı yoksa hata teriminden mi kaynaklandığı belirlenemez.

4.1.1 Mekansal Sabit Etkiler Modelleri

Ekonometrik bir modelde bağımlı değişkeni etkilediği halde modele dahil edilmeyen değişken (ihmal edilmiş değişken) tahminlerin yanlı elde edilmesine neden olur. Bu ihmal edilmiş değişken panel veri durumunda bağımsız değişkenler dışında farklı bir değişkenle modelin sağ tarafına eklenir. Bunu göstermek için basit bir regresyon modeli düşünölsün:

$$y_{it} = \alpha^* + \beta'x_{it} + \rho'z_{it} + u_{it}, i = 1, \dots, N, t = 1, \dots, T \quad (4.4)$$

Bu modelde x_{it} ve z_{it} ; sırasıyla $k_1 \times 1$ ve $k_2 \times 1$ boyutlu dışsal değişkenler vektörü, α^* , β ve ρ ; sırasıyla 1×1 , $k_1 \times 1$ ve $k_2 \times 1$ boyutlu sabit vektörleridir. u_{it} hata terimi; i ve t boyunca sıfır ortalama ve σ_u^2 varyanslı bağımsız ve özdeş dağılımlıdır. Bu model EKK ile çözüldüğünde α^* , β ve ρ 'nun yansız ve tutarlı tahminicileri elde edilir.

z_{it} 'nin gözlenemeyen değişken ve x_{it} ve z_{it} arasındaki kovaryansın sıfır olmadığına varsayılması durumunda x_{it} üzerinde y_{it} 'nin EKK regresyon katsayıları yanlış olur (Hsiao, 2003). Modeldeki z_{it} ; modele dahil edilmeyen değişkenlerin etkisini göstermektedir. Bu değişkenin bağımsız değişkenlerle ilişkili olup olmamasına göre modelde yer alış biçimi farklıdır. Gözlenemeyen değişkenler modelin sabitinde içeriliyorsa ve bağımsız değişkenlerle ilişkili olduğu kabul ediliyorsa bu tür modellere sabit etkili modeller denir. μ_i sabit etkileri göstermek üzere model gösterimi aşağıda verilmiştir:

$$y_{it} = \mu_i + \beta'x_{it} + \varepsilon_{it} \quad (4.5)$$

Mekansal etkiler, panel veri modeline sabit etkiler olarak katılıp tahmin edilebilir. Bu durumda sabit etkiler olarak alınan mekansal etkiler,

$$y_{it} = x_{it}\beta + \mu_i + \varepsilon_{it} \quad (4.6)$$

modelinde tahmin süreci üç aşamada tamamlanır:

1. y ve x değişkenlerinin ortalamadan farkı alınarak μ_i sabit etkiler regresyon eşitliğinden çıkartılır. Ortalamadan fark alma aşağıdaki eşitlikler ile yapılır.

$$y_{it}^* = y_{it} - \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T y_{it} \quad (4.7a)$$

$$x_{it}^* = x_{it} - \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T x_{it} \quad (4.7b)$$

2. Fark alma işlemiyle dönüştürülen $y_{it}^* = x_{it}^*\beta + \varepsilon_{it}^*$ regresyon eşitliği EKK ile tahmin edilir. Bu tahmin sonucunda aşağıda verilen β ve σ^2 elde edilir:

$$\beta = X^{*'}X^*{}^{-1}X^{*'}Y^* \quad (4.8a)$$

$$\sigma^2 = \frac{Y^* - X^*\beta' Y^* - X^*\beta}{NT - N - K} \quad (4.8b)$$

Bu tahminci, En Küçük Kareler Kukla Değişken (EKKKD) tahmincisi olarak bilinir. Ortalamadan fark alma işlemi ile β 'nin hesaplamasında (4.6) modelindeki

$K + N, K + N$ boyutlu matris yerine artık K, K boyutlu matrisle işlem yapılması sağlanır.

$y_{it}^* = x_{it}^* \beta + \varepsilon_{it}^*$ regresyon eşitliği EKK yerine EÇO ile de tahmin edilebilir. Dönüştürülmüş eşitliğin olabilirlik fonksiyonu aşağıda verilmiştir:

$$\text{Log}L = -\frac{NT}{2} \log 2\pi\sigma^2 - \frac{1}{\sigma^2} \sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T y_{it}^* - x_{it}^* \beta \quad (4.9)$$

Buna göre β ve σ^2 'nin tahmincileri aşağıdaki gibidir:

$$\beta = X^{*'} X^*^{-1} X^{*'} Y^*, \quad \sigma^2 = \frac{Y^* - X^* \beta}{NT} \quad (4.10)$$

Parametrelerin asimptotik varyans matrisi aşağıdaki gibidir (Greene,2008):

$$\text{Asm. Var } \beta, \sigma^2 = \begin{pmatrix} \frac{1}{\sigma^2} X^* X^{*'} & 0 \\ 0 & \frac{NT}{2\sigma^4} \end{pmatrix} \quad (4.11)$$

3. Son aşama olarak, mekansal sabit etkiler,

$$\mu_i = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T y_{it} - x_{it} \beta, \quad i = 1, \dots, N \quad (4.12)$$

ile tekrar regresyon eşitliğine dahil edilir (Elhorst, 2009).

Her bir μ_i , T döneminde elde edildiğinden T 'nin çok büyük olduğu durumlarda ($T \rightarrow \infty$) mekansal sabit etkiler, tutarlı olarak tahmin edilir. T yeteri kadar büyük olmadığında yatay kesit boyutundaki gözlem sayısının artırılması rastsal (incidental) parametre problemine yol açacağından uygun bir yaklaşım değildir. Ayrıca, T yeteri kadar büyük değilse, β ve σ^2 'nin tahmincileri μ_i 'nin fonksiyonu olmadıklarından tutarsızlık bu parametreler için söz konusu olmaz. Ayrıca, mekansal etkileşim etkili model uzantısından bağımsız olan rastsal parametre sorunu, ilgilenilen katsayı μ_i yerine β olduğunda önemli değildir.

μ_i 'nin standart hatasının hesaplamasında iki yaklaşım vardır. Yaklaşımlardan ilkinde asimptotik varyansın karekökü kullanılır (Greene, 2008). Yaklaşım, aşağıdaki eşitlikte verilmiştir:

$$\text{Asm. Var } \mu_i = \frac{\sigma^2}{T} + \sigma^2 \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T x_{it} X^* X^{*'}^{-1} \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T x_{it} \quad (4.13)$$

Alternatif yaklaşımda ise $\mu_i = 0$ kısıtı ile α sabit ortalaması (mean intercept) modele dahil edilir. Böylece μ_i mekansal sabit etki parametresi, i . mekansal birimin birim ortalamasından sapmasını gösterir (Hsaio, 2003).

4.1.2 Mekansal Rastsal Etkiler Modeli

Panel veride rastsal etkiler modeli, gözlenemeyen değişkenlerin modelin hata teriminde içerildiği ve bunların bağımsız değişkenlerle ilişkili olmadığı kabul edilen modeller olarak tanımlanır. Mekansal etkiler rastsal etkinin tahmin edildiği panel veri modelinde de tahmin edilebilir. ε_{it} rastsal etkileri göstermek üzere model gösterimi aşağıda verilmiştir:

$$y_{it} = \beta' x_{it} + \alpha + u_i + \varepsilon_{it} \quad (4.14)$$

Burada u_i ; i . gözleme ait rastsal değişkenliktir ve zaman boyunca değişmez. Aynı şekilde bu, zamana ait olarak da düşünülebilir.

Sabit etkiler modelinde N 'nin büyük olduğu durumda serbestlik derecesi kaybı görülürken, rastsal etkiler modelinde serbestlik derecesi kaybı söz konusu olmaz. Ayrıca, rastsal etkiler modelinde zaman değişmez değişkenlerin katsayılarının tahmini sorunu ile de karşılaşılmaz. Mekansal etkiler söz konusu olduğunda, rastsal etkiler modelinin uygulanabilmesi için N çok büyük olmalı, hatta sonsuza yaklaşmalıdır.

Mekansal gözlemler durumunda dolgu (infill) ve artan boyut (increasing domain) olmak üzere 2 tür yakınsamadan söz edilir. Dolgu yakınsama yapısında örneklem bölgesi $N \rightarrow \infty$ olarak sınırlı kalır. Bu, gözlemlerden gelen daha fazla bilgi birimlerinin zaten gözlenen birimlerden alındığı anlamına gelmektedir. Artan boyut yakınsama yapısında ise örneklem bölgesi $N \rightarrow \infty$ için artar. Bu durumda tüm N 'ye göre herhangi iki mekansal birimi ayıran en küçük uzaklık söz konusudur.

Rastsal etkiler modelinde EÇÖ tahminlerini elde etmek için iki aşamalı tahmin yöntemi kullanılabilir (Breusch, 1987). Buna göre $Y_{it} = \beta' X_{it} + \varepsilon_{it}$ rastsal etkiler modelinin log-olabilirlik fonksiyonu aşağıdaki gibidir:

$$\text{Log}L = -\frac{NT}{2} \log 2\pi\sigma^2 + \frac{N}{2} \log \theta^2 - \frac{1}{2\sigma^2} \sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T y_{it}^{\blacksquare} - x_{it}^{\blacksquare} \beta^2 \quad (4.15)$$

Burada θ ; $0 \leq \theta^2 = \sigma^2 / T\sigma_{\mu}^2 + \sigma^2 \leq 1$ olmak üzere verinin yatay kesit bileşeni ile ilişkili ağırlıktır. \blacksquare sembolü, değişkenlerin θ 'ya bağlı dönüşümleridir:

$$y_{it}^{\blacksquare} = y_{it} - \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T y_{it} \quad \text{ve} \quad x_{it}^{\blacksquare} = x_{it} - \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T x_{it} \quad (4.16)$$

$\theta = 0$ olduğunda bu dönüşüm (4.7) eşitliğindeki sabit etkiler modelinde yapılan dönüşüme, dolayısıyla rastsal etkiler modeli de sabit etkiler modeline dönüşür. θ bilindiğinde birinci sıra en büyükleme koşulundan β ve σ^2 tahminleri aşağıdaki gibi elde edilir:

$$\beta = X'X^{-1}X'Y \text{ ve } \sigma^2 = Y' - X'\beta' Y' - X'\beta / NT \quad (4.17)$$

Tam tersi β ve σ^2 bilindiğinde θ 'ya göre türetilmiş log-olabilirlik fonksiyonundan θ tahmini elde edilebilir:

$$\text{Log}L = -\frac{NT}{2} \log \prod_{i=1}^N \prod_{t=1}^T y_{it} - 1 - \theta \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T y_{it} - x_{it} - 1 - \theta \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T x_{it} \beta^2 + \frac{N}{2} \log \theta^2 \quad (4.18)$$

Parametrelerin asimptotik varyansı ise aşağıdaki gibidir (Elhorst, 2009):

$$\text{Asy. Var } \beta, \theta, \sigma^2 = \begin{matrix} \frac{1}{\sigma^2} X'X & 0 & 0 \\ 0 & N \left(1 + \frac{1}{\theta^2} \right) & -\frac{N}{\sigma^2} \\ 0 & -\frac{N}{\sigma^2} & \frac{NT}{2\sigma^4} \end{matrix} \quad (4.19)$$

Mekansal etkilerin sabit veya rastsal etkiler olarak tahmin edilmesi sadece onların modeldeki yer almasını belirtir. Mekanlar arasındaki komşuluk ilişkisini gösteren mekansal ağırlık matrisinin modele dahil edilmemesi yüzünden tahmin sonucunda etkileşimin yönü belirlenemez. Bu nedenle mekansal panel veri için Bölüm 4.2.'de bahsedilecek olan tahmin yöntemleri geliştirilmiştir.

Hem yatay kesit hem de zaman boyutunda verilerin toplanmasıyla elde edilen panel veri için incelenen bu sabit ve rastsal etkili modeller, mekansal etkileşim durumu için mekansal gecikme ve mekansal hata modellerine uyarlanarak geliştirilmiştir. Tüm modellerde mekansal ağırlık matrisi zaman boyunca sabit ve panel verinin yatay kesit gözlemleri tüm yıllar boyunca aynı, yani dengeli paneldir. Uygulamada daha sık kullanılan EÇO olduğu için GMM ve aracı değişkenler yöntemlerine bu çalışmada yer verilmemiştir.

Mekansal etkilerin modelde sabit ve rastsal etkiler olarak incelenmesi mekansal bağımlılığın yapısını ortaya koymamaktadır. Gözlenemeyen etkilerin modele dahil edildiği sabit ve rastsal etkiler modelinde mekansal bağımlılığın yapısının incelenmesi mekansal gecikme ve mekansal hata modelleri altında gerçekleştirilmektedir.

4.2 SABİT ETKİLER MEKANSAL GECİKME ve HATA MODELLERİ

Sabit etkiler panel veri modeli, mekansal gecikme ve hata modelleri için genişletilmiştir. Sabit etkiler mekansal gecikme modeli aşağıda verilmiştir:

$$Y_t = \rho W Y_t + X_t \beta + \mu + \varepsilon_t, E \varepsilon_t = 0, E \varepsilon_t \varepsilon_t' = \sigma^2 I_N \quad (4.20)$$

Sabit etkiler mekansal hata modeli ise aşağıdaki gibidir:

$$Y_t = X_t \beta + \mu + \phi_t, \phi_t = \lambda W \phi_t + \varepsilon_t, E \varepsilon_t = 0, E \varepsilon_t \varepsilon_t' = \sigma^2 I_N \quad (4.21)$$

Mekansal gecikme modelinde bağımsız değişkenlerin sayısı bir artarken mekansal hata modelinde hata yapısının özelliklerinde değişiklik olmuştur. Mekansal hata belirlenmesinde λ , genellikle mekansal özilişki katsayısı olarak adlandırılırken mekansal gecikme modelindeki ρ , mekansal otoregresif olarak gösterilir.

Sabit etkiler modeline mekansal etkileşimin dahil edilmesi bağımsız değişkenlerin hata terimiyle ilişkili olmadığı varsayımını bozar (Anselin, 2006). Bu varsayımın bozulması sonucu içsellik problemi olduğu söylenebilir. Diğer bir problem ise zamanda her bir noktadaki gözlemler arasındaki bağımlılık, sabit etkilerin tahminini etkileyebilmesi olarak ortaya çıkar. $\sum_j w_{ij} y_{jt}$ içselliği dikkate alınarak (4.20) modelinin EÇÖ tahmini için olabilirlik fonksiyonu aşağıdaki gibi elde edilir:

$$\begin{aligned} \text{Log}L = & -\frac{NT}{2} \log 2\pi\sigma^2 + T \log I_N - \rho W \\ & - \frac{1}{2\sigma^2} \sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T y_{it} - \rho \sum_{j=1}^N w_{ij} y_{jt} - x_{it} \beta - \mu_i \end{aligned} \quad (4.22)$$

Yukarıdaki eşitliğin sağ tarafındaki ikinci terim, mekansal etkileşimin hesaba katıldığı Jacobian terimidir (Anselin, 1988).

Olabilirlik fonksiyonunun μ_i 'ye göre kısmi türevi aşağıdaki gibi elde edilir:

$$\frac{\partial \text{Log}L}{\partial \mu_i} = \frac{1}{\sigma^2} \sum_{t=1}^T y_{it} - \rho \sum_{j=1}^N w_{ij} y_{jt} - x_{it} \beta - \mu_i = 0, \quad i = 1, \dots, N \quad (4.23)$$

Buna göre μ_i ,

$$\mu_i = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T y_{it} - \rho \sum_{j=1}^N w_{ij} y_{jt} - x_{it} \beta, \quad i = 1, \dots, N \quad \text{şeklinde bulunur.} \quad (4.24)$$

Anselin ve Hudak (1992), yatay kesit verisinde EÇÖ ile β , ρ ve σ^2 'nin tahmini ayrıntılarıyla açıklamışlardır. Bu tahmin yöntemi, μ_i çıkarıldıktan sonra elde edilen

olabilirlik fonksiyonunun ençoklanmasıyla kullanılabilir. β , ρ ve σ^2 'e göre olabilirlik oran fonksiyonu aşağıdaki gibidir:

$$\begin{aligned} \text{Log}L = & -\frac{NT}{2} \log 2\pi\sigma^2 + T \log I_N - \rho W \\ & - \frac{1}{2\sigma^2} \sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T y_{it}^* - \rho \sum_{j=1}^N w_{ij} y_{jt}^* - x_{it}^* \beta \end{aligned} \quad (4.25)$$

Burada *; (4.7)'de gösterilen ortalamadan fark alma eşitliklerini göstermektedir.

$N \times T$ boyutundaki bir panel veri kümesi için tahmin aşamaları aşağıdaki gibidir:

1. Ardışık yatay kesit birimleri $t = 1, \dots, T$ 'ye göre yığılır. Bunun sonucunda $NT, 1$ boyutlu Y^* ve $I_T \otimes W Y^*$ vektörleri ve NT, K boyutlu X^* matrisi elde edilir.
2. ρ 'nun EÇO tahmincisini bulmak için,

$$\text{Log}L = C - \frac{NT}{2} \log \left(e_0^* - \rho e_1^* \right)' \left(e_0^* - \rho e_1^* \right) + T \log I_N - \rho W \quad (4.26)$$

fonksiyonu ençoklanır. Burada, b_0 ile b_1 ve e_0^* ile e_1^* sırasıyla X^* ile Y^* ve $I_T \otimes W Y^*$ arasında yapılan regresyon çözümlerinden elde edilen katsayılar ve artıklar, C ; ρ 'ya bağlı olmayan bir sabittir.

3. Tahmin edilen ρ kullanılarak β ve σ^2 tahmincileri hesaplanır:

$$\beta = b_0 - \rho b_1 = X^{*'} X^{* -1} X^{*'} Y^* - \rho I_T \otimes W Y^* \quad (4.27)$$

$$\sigma^2 = \frac{1}{NT} \left(e_0^* - \rho e_1^* \right)' \left(e_0^* - \rho e_1^* \right) \quad (4.28)$$

Ortalamadan farkı alınmış değişkenler yerine ortalamadan fark alma işlemcisinin matris biçimi

$$Q = I_{NT} - \frac{1}{T} I_T I_T' \otimes I_N$$

olmak üzere,

$$Y^* = QY \quad (4.29)$$

$$I_T \otimes W Y^* = Q I_T \otimes W Y \quad (4.30)$$

$$X^* = QX \quad (4.31)$$

eşitlikleri kullanılabilir.

Burada I_T ; T boyutundaki birler vektörü, Q ; idempotent matristir. Buna göre farkı alınmamış değişkenlerle β tahmini aşağıdaki gibi elde edilir:

$$\beta = X'Q'QX^{-1}X'Q'QY - \rho I_T \otimes W Y = X'QX^{-1}X'QY - \rho I_T \otimes W Y \quad (4.32)$$

4. Son olarak Elhorst ve Freret (2007) tarafından türetilen simetrik biçimli asimptotik varyans matrisi aşağıdaki gibidir:

$$Asy. Var \beta, \rho, \sigma^2 =$$

$$\begin{matrix} \frac{1}{\sigma^2} X^{*'} X^* \\ \frac{1}{\sigma^2} X^{*'} I_T \otimes W X^* \beta & T \text{tr} WW + W'W & + \frac{1}{\sigma^2} \beta' X^{*'} I_T \otimes W'W X^* \beta \\ 0 & \frac{T}{\sigma^2} \text{tr} W & \frac{NT}{2\sigma^4} \end{matrix} \quad (4.33)$$

Bu matriste $W = W I_N - \rho W^{-1}$ 'dir (Elhorst, 2009).

Sabit etkiler mekansal hata modelinin tahmini için ise (4.21) eşitliğinin olabilirlik fonksiyonu aşağıdaki gibi elde edilir:

$$\text{Log}L = -\frac{NT}{2} \log 2\pi\sigma^2 + T \log I_N - \rho W \quad (4.34)$$

$$-\frac{1}{2\sigma^2} \sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T y_{it}^* - \lambda \sum_{j=1}^N w_{ij} y_{jt} - \sum_{i=1}^N \sum_{j=1}^N x_{it}^* - \lambda \sum_{j=1}^N w_{ij} x_{jt} \beta$$

β ve σ^2 'nin EÇO tahminçileri, (4.34)'ün λ 'ya göre birinci dereceden türevinden aşağıdaki gibi bulunur:

$$\beta = X^* - \lambda I_T \otimes W X^{*'} X^* - \lambda I_T \otimes W X^*^{-1} \quad (4.35)$$

$$x X^* - \lambda I_T \otimes W X^{*'} Y^* - \lambda I_T \otimes W Y^*$$

$$\sigma^2 = \frac{e \lambda' e \lambda}{NT} \quad (4.36)$$

Burada $e \lambda = Y^* - \lambda I_T \otimes W Y^* - X^* - \lambda I_T \otimes W X^* \beta$ 'dir. λ 'nın olabilirlik fonksiyonu aşağıda gösterildiği gibidir:

$$\text{Log}L = -\frac{NT}{2} \log e \lambda' e \lambda + T \log I_N - \lambda W \quad (4.37)$$

β ve σ^2 bilindiğinde bu fonksiyon ençoklanarak λ 'nın EÇO tahminçisi elde edilir. β , σ^2 ve λ parametrelerinin asimptotik varyansı aşağıdaki şekildedir:

$$Asy. Var \beta, \sigma^2, \lambda = \begin{matrix} \frac{1}{\sigma^2} X^{*'} X^* & & \\ 0 & T^* tr \ WW + W'W & \\ 0 & \frac{T}{\sigma^2} tr \ W & \frac{NT}{2\sigma^4} \end{matrix} \quad (4.38)$$

Burada $W = W I_N - \lambda W^{-1}$ dir.

Son olarak mekansal hata modelleri için sabit etki,

$$\mu_i = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T y_{it} - x_{it} \beta, \quad i = 1, \dots, N \quad (4.39)$$

eşitliğinden tahmin edilir (Elhorst, 2009).

4.3 RASTSAL ETKİLER MEKANSAL GECİKME ve HATA MODELLERİ

Modele dahil edilmediğinde tanımlama hatasına yol açan gözlenemeyen etkilerin modele dahil edilmesinin diğer bir yolu ise rastsal etkiler modelidir. Söz konusu bu etkiler, modelin hata teriminde içerilir ve modeldeki bağımsız değişkenlerle ilişkili olmadıkları varsayılır. Yatay kesit birimleri arasında mekansal etkilerin olduğu durumda rastsal etkiler mekansal gecikme modeli aşağıdaki gibidir:

$$y_t = \rho W_N y_t + x_t \beta + \varepsilon_t, \quad \varepsilon_t = \alpha + u_t \quad (4.40)$$

Bu modelin olabilirlik fonksiyonu aşağıdaki gibi elde edilir:

$$LogL = -\frac{NT}{2} \log 2\pi\sigma^2 + T \log I_N - \rho W \quad (4.41)$$

$$-\frac{1}{2\sigma^2} \sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T y_{it}^{\circ} - \rho \sum_{j=1}^N w_{ij} y_{jt} - x_{it}^{\circ} \beta$$

Burada \circ , (4.16) eşitliğinde tanımlanan θ 'ya bağlı bir dönüşümdür. θ bilindiğinde bu olabilirlik fonksiyonu (4.25) eşitliğindeki sabit etkiler mekansal gecikme modelinin olabilirlik fonksiyonuna özdeş olur. Sabit etkiler mekansal hata modelinde β , σ^2 ve ρ tahmini için geçerli olan aşamalar, rastsal etkiler durumunda da geçerlidir. θ 'nın log-olabilirlik fonksiyonu aşağıdaki gibidir:

$$LogL = -\frac{NT}{2} \log e \theta' e \theta + \frac{N}{2} \log \theta^2 \quad (4.42)$$

Burada,

$$e \theta_{it} = y_{it} - 1 - \theta \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T y_{it} - \rho \sum_{j=1}^N w_{ij} y_{jt} - 1 - \theta \sum_{j=1}^N w_{ij} y_{jt} \quad (4.43)$$

$$- x_{it} - 1 - \theta \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T x_{it} \beta$$

olarak tanımlanmıştır.

β , σ^2 ve ρ bilindiğinde θ 'nın log-olabilirlik fonksiyonu ençoklanarak θ tahmin edilebilir. Bu yöntem sabit etkiler mekansal gecikme modeli ve mekansal olmayan rastsal etkiler modelinin parametrelerinin tahmininde kullanılan tahmin yöntemlerinin karmasıdır. β , σ^2 ve ρ parametrelerinin asimptotik varyansı aşağıda verilmiştir:

$$Asy. Var \beta, \rho, \theta, \sigma^2 = \quad (4.44)$$

$$\begin{array}{ccc} \frac{1}{\sigma^2} X' X' & & \\ \frac{1}{\sigma^2} X' I_T \otimes W X' \beta & T^* tr WW + W'W & + \frac{1}{\sigma^2} \beta' X' I_T \otimes W'W X' \beta \\ 0 & -\frac{1}{\sigma^2} tr W & N T + \frac{1}{\theta^2} \\ 0 & \frac{T}{\sigma^2} tr W & -\frac{N}{\sigma^2} \quad \frac{NT}{2\sigma^4} \end{array}$$

Mekansal hata modeli ise aşağıdaki gibidir:

$$y_t = x_t \beta + \varepsilon_t, \varepsilon_t = \alpha + B^{-1} u_t, B = I_N - \lambda W \quad (4.45)$$

Bu modelin log-olabilirlik fonksiyonu Anselin (1988), Elhorst (2003) ve Baltagi (2005) tarafından aşağıdaki gibi verilmiştir:

$$LogL = -\frac{NT}{2} \log 2\pi\sigma^2 - \frac{1}{2} \log V + T - 1 \sum_{i=1}^N \log B \quad (4.46)$$

$$-\frac{1}{2\sigma^2} e' \frac{1}{T} l_T l_T' \otimes V^{-1} e - \frac{1}{2\sigma^2} e' I_T - \frac{1}{T} l_T l_T' \otimes B' B e' \text{dir.}$$

Burada $V = T\phi I_N + B' B^{-1}$, $\phi = \sigma_u^2 / \sigma^2$, $B = I_N - \lambda W$ ve $e = Y - X\beta$ 'dir. Ayrıca $\frac{1}{T} l_T l_T' \otimes I_N$ matrisi, zaman boyunca her bir mekansal birimin gözlemlerinin ortalaması ve $I_T - \frac{1}{T} l_T l_T' \otimes I_N$ matrisi, her bir mekansal birimin, birim ortalamalarından sapmalarını gösterir.

V matrisi $\log V = \log T\phi I_N + B' B^{-1}$ 'nın hesaplaması için $\log B = \log I_N - \rho W$ kullanılmadığından ve V matrisinin tersinin matematiksel ifadesi karmaşık olduğundan bu modelin tahmini çetrefillidir. Baltagi (2006), köşegen olmayan

elemanlarının $1/ N - 1$ 'e eşit olduğu eşit ağırlıklı mekansal ağırlık matrisi ile rastsal etkiler mekansal hata modellerini inceleyerek bu soruna çözüm getirmiştir. W 'nun eşit ağırlıklı olması, her bir birimin bozulum teriminin kalan birimlerin $N - 1$ bozulumlarının ortalaması ile ilişkili olduğu anlamına gelmektedir. Bu çözüme göre V matrisinin tersi ve β 'nin genelleştirilmiş EKK tahmincisi matematiksel olarak belirlenebilir (Elhorst, 2009).

Elhorst (2003), Griffith (1988)'in çalışmasına dayandırarak W mekansal ağırlık matrisinin karakteristik köklerinin bir fonksiyonu olarak $\log V$ ifadesini ileri sürmüştür. Buna göre,

$\log V = \sum_{i=1}^N T\varphi + \frac{1}{1-\lambda\omega_i^2}$ ifadesi ile V matrisinin logaritmasının determinanti hesaplanır. Sonuç olarak log-olabilirlik fonksiyonu aşağıdaki şekilde basitleştirilir:

$$\begin{aligned} \text{Log}L = & -\frac{NT}{2} \log 2\pi\sigma^2 - \frac{1}{2} \sum_{i=1}^N \log 1 + T\varphi 1 - \lambda\omega_i^2 + \\ & T \sum_{i=1}^N \log 1 - \lambda\omega_i - \frac{1}{2\sigma^2} \sum_{t=1}^T e_t' e_t \end{aligned} \quad (4.47)$$

Bu eşitlikte,

$$e_t = Y_t^\circ - X_t^\circ \beta, \quad (4.47a)$$

$$Y_t^\Delta = PY + B Y_t - Y = B Y_t + P - B Y = I_N - \lambda W Y_t - P - I_N - \lambda W Y \quad (4.47b)$$

$$X_t^\Delta = I_N - \lambda W X_t - P - I_N - \lambda W X' \quad (4.47c)$$

olarak tanımlanmıştır. $P = \Lambda^{-1}R'$ 'ye eşittir ve $P'P = T\varphi I_N + B'B^{-1}^{-1} = V^{-1}$ 'i sağlar. Burada R ; $N \times N$ boyutlu matristir ($R = r_1, \dots, r_N$). Bu matrisin i . sütunu V^{-1} 'in r_i karakteristik vektörü, mekansal ağırlık matrisinin de karakteristik vektörüdür (Griffith, 1988). Λ ; $N \times N$ boyutlu köşegen matristir. Bu matrisin i . köşegen elemanı, $c_i = T\varphi / 1 - \lambda\omega_i^2$ 'dir. Bu köşegen eleman, r_i 'ye karşılık gelen $T\varphi I_N + B'B^{-1}$ matrisinin karakteristik köküdür. N büyüdükçe P 'nin hesaplanması güçleşir.

Log-olabilirlik fonksiyonu birinci sıra ençoklanarak çözümlerse β ve σ^2 parametre tahminleri elde edilir. x^Δ ; X_t^Δ 'dan oluşan $T \times 1$ boyutlu vektör, y^Δ ; Y_t^Δ 'dan oluşan $T \times 1$ boyutlu vektör olmak üzere β şöyledir:

$$\beta = x^{\Delta'} x^{\Delta}{}^{-1} x^{\Delta'} y^\Delta \quad \text{ve} \quad \sigma^2 = \frac{\sum_{t=1}^T e_t' e_t}{NT} \quad \text{dir.} \quad (4.48)$$

λ ve φ 'nin log-olabilirlik fonksiyonu, β ve σ^2 'nin log-olabilirlik fonksiyonunda yerine konulmasıyla aşağıdaki gibi elde edilir:

$$\text{Log}L = C - \frac{NT}{2} \log \sum_{t=1}^T e_t' e_t - \frac{1}{2} \sum_{i=1}^N \log (1 + \varphi (1 - \lambda \omega_i)^2) + T \sum_{i=1}^N \log (1 - \lambda \omega_i) \quad (4.49)$$

Bu eşitlikte C sabittir ve

$$C = -\frac{NT}{2} \log 2\pi - \frac{NT}{2} \log NT \quad (4.50)$$

olarak hesaplanır (Elhorst, 2003).

4.4 TANIMLAYICI TESTLER

4.4.1 Mekansal Bağımlılığın Testi

Mekansal etkilerin söz konusu olduğu bir model tahmin edilmeden önce, mekansal bağımlılığın (etkileşimin) modele mekansal gecikme ya da mekansal hata olarak mı dahil edileceği test edilmelidir. Bunun için Anselin (1988c), mekansal olarak gecikmeli bağımlı değişken var olduğunda mekansal hata özilişkisi için Lagrange Çarpanı (LÇ) testini önermiştir. Söz konusu test daha sonra testin ortalama ve kovaryans matrisini düzeltilerek Bera ve Yoon (1993) tarafından geliştirilmiş ve sağlam (robust) biçimi olarak ileri sürmüştür. Anselin vd. (1996), Bera ve Yoon (1993) tarafından geliştirilen bu testi mekansal modellere uygulamış ve EKK tahminlerine dayalı mekansal bağımlılık için basit tanımlayıcı testler ileri sürmüşlerdir. Mekansal bağımlılığın varlığını sınamada kullanılan yatay kesit için LÇ testlerinin mekansal gecikme ile hata modellerini ve bunların sağlam (robust) karşılıklarını geliştirmişlerdir. En yaygın kullanılan yöntem, hesaplama kolaylığı bakımından LÇ testidir.

Panel veride mekansal etkilerin incelenmesi yaygınlaştıktan sonra Anselin vd. (2006) bu testleri panel veri için geliştirmiştir. \otimes sembolü Kronecker çarpanını, I_T birim matrisini, e ; (1) mekansal veya zamana özgü etkiler olmayan havuzlanmış regresyon modelinin ya da (2) mekansal ve/veya zaman dönemi sabit etkiler ile panel veri modelinin hata vektörünü göstermek üzere mekansal panel gecikme ve mekansal panel hata modelleri için hipotezler ve LÇ istatistikleri sırasıyla aşağıda verilmiştir:

$H_0: \rho = 0 \quad \lambda = 0$ varsayımı altında

$$LM_\rho = \frac{e' I_T \otimes W Y / \sigma^2}{J} \quad (4.51)$$

$H_0: \lambda = 0 \quad \rho = 0$ varsayımı altında

$$LM_\lambda = \frac{e' I_T \otimes W e / \sigma^2}{T_W} \quad (4.52)$$

J ve T_W , aşağıda tanımlanmıştır:

$$J = \frac{1}{\sigma^2} I_T \otimes W X \beta' I_{NT} - X' X^{-1} X' I_T \otimes W X \beta + T T_W \sigma^2 \quad (4.53a)$$

$$T_W = \text{tr} WW + W'W \quad (4.53b)$$

Burada 'tr' matris izini belirtmektedir. Mekansal panel için bu testlerin sağlam karşılıkları aşağıdaki gibidir:

$$\text{sağlam } LM_\rho = \frac{e' I_T \otimes W Y / \sigma^2 - e' I_T \otimes W e / \sigma^2}{J - T T_W} \quad (4.54)$$

ve

$$\text{sağlam } LM_\lambda = \frac{e' I_T \otimes W e / \sigma^2 - T T_W / J e' I_T \otimes W Y / \sigma^2}{T T_W - 1 - T T_W / J} \quad (4.55)$$

LÇ test istatistiği 1 serbestlik derecesi ile χ^2 dağılımlıdır. Karar aşamasında ilk önce LÇ değerine bakılır. H_0 kabul edilirse model, EKK ile tahmin edilir Eğer hesaplanan LÇ değerlerine göre mekansal gecikme veya mekansal hata ilişkisinin olmadığı yönündeki sıfır hipotezlerinin ikisi de reddediliyorsa sağlam LÇ test sonuçlarına göre karar verilir. Bu hipotezler sağlam LÇ testleriyle de reddediliyorsa LÇ hesap değerlerinden büyük olan sonuca göre en son karara ulaşılır (Anselin, 2005)..

4.4.2 Marjinal, Bileşik ve Koşullu LM Testleri

Alt bölüm 4.4.1'de açıklanan tek yönlü LÇ testlerine alternatif olarak Baltagi vd. (2003), koşullu LÇ testlerini önermişlerdir. Bu testte mekansal hata ilişkisinin varlığı gözardı edilerek rastsal etkiler, rastsal etkilerin varlığı gözardı edilerek mekansal hata ilişkisi olup olmadığı sınanır. Bu test daha sonra Baltagi vd. (2007) tarafından genelleştirilmiştir. Genelleştirilmiş testte, zamanda belirli bir noktadaki birimler boyunca mekansal bağımlılık ve her birim için zaman boyunca serisel ilişki hesaba katılmıştır. Ayrıca bu test, rastsal etkiler aracılığı ile mekansal birimler arasındaki

değişkenliği de dikkate almaktadır. Baltagi ve Liu (2008), panel veri regresyon modelinde mekansal gecikme bağımlılığı ve rastsal birim etkilerinin olmamasını eşanlı olarak test eden bileşik LÇ testini türetmişlerdir. Baltagi, Song ve Kwon (2009), Baltagi vd. (2003) ve Baltagi vd. (2007) çalışmalarını genişleterek hem mekansal olarak ilişkili bozulumlar hem de ayrı varyanslı panel veri regresyon modeli için uygun hale getirmişlerdir (Baltagi, 2010).

Marjinal, bileşik ve koşullu testlerde sınanan hipotezler ve test istatistikleri şunlardır:

$$1. \quad H_0^a: \lambda = \sigma_\mu^2 = 0$$

H_a^a = en az biri sıfırdan farklıdır

$$LM = \frac{NT}{2T-1} G^2 + \frac{N^2T}{b} H^2 \quad (4.56)$$

Burada, $G = \frac{u' J_T \otimes I_N u}{u'u} - 1$, $H = u' \frac{I_T \otimes W + W'}{2} u / u'u$, $b = \text{tr } W + W'^2 / 2$ ve u , EKK artıklarıdır. H_0 hipotezinin kabul edilmesi rastsal etkiler ve mekansal otokorelasyon olmadığı anlamına gelir.

$$2. \quad H_0^b: \sigma_\mu^2 = 0 \quad (\lambda = 0 \text{ varsayımı altında})$$

$H_a^b: \sigma_\mu^2 > 0$

$$LM = \frac{LM_1 - E LM_1}{\text{Var } LM_1} \quad (4.57)$$

Burada LM_1 , (4.56) eşitliğinin sağ tarafındaki ilk terimin kareköküdür. H_0 hipotezinin kabul edilmesi "mekansal bağımlılık yoktur" varsayımı altında rastsal etkilerin bulunmadığı anlamına gelir.

$$3. \quad H_0^c: \lambda = 0 \quad (\sigma_\mu^2 = 0 \text{ varsayımı altında})$$

$H_a^c: \lambda \neq 0$

$$LM = \frac{LM_2 - E LM_2}{\text{Var } LM_2} \quad (4.58)$$

LM_2 , (4.56) eşitliğinin sağ tarafındaki ikinci terimin kareköküdür. H_0 hipotezinin kabul edilmesi rastsal etkilerin bulunmadığı varsayımı altında mekansal bağımlılığın olmadığı anlamına gelir.

(4.57) ve (4.58) eşitlikleri sabit T ve $N \rightarrow \infty$ için asimptotik olarak normal dağılımlıdır. $H_0^a: \lambda = \sigma_\mu^2 = 0$ hipotezinin test istatistiği

$$LM_H = LM_1 + LM_2 / \bar{2} \text{ şeklinde türetilir.} \quad (4.59)$$

Bu durumda karar kuralı aşağıdaki şekilde özetlenir:

$$\chi_m^2 = \begin{cases} LM_1^2 + LM_2^2, & LM_1 > 0, LM_2 > 0 \text{ ise} \\ LM_1^2, & LM_1 > 0, LM_2 \leq 0 \text{ ise} \\ LM_2^2, & LM_1 \leq 0, LM_2 > 0 \text{ ise} \\ 0, & LM_1 \leq 0, LM_2 \leq 0 \text{ ise} \end{cases}$$

Sıfır hipotezi altında χ_m^2 , bileşik χ^2 dağılımı ile hesaplanır:

$$\chi_m^2 = 1/4 \chi^2_0 + 1/2 \chi^2_1 + 1/4 \chi^2_2 \quad (4.60)$$

4. Varyans bileşeni büyük olduğunda H_0^c testi sonucunda yanlış çıkarsamada bulunulabilir. Bunu önlemek için Baltagi vd. (2003), rastsal etkilerin olduğu veya olmadığı varsayımı altında mekansal etkileşimi test eden koşullu LÇ testlerini türetmişlerdir.

$H_0^d: \lambda = 0$ ($\sigma_\mu^2 =$ veya $\neq 0$ varsayımı altında)

$H_0^d: \lambda \neq 0$

$$LM_\lambda = \frac{D \lambda^2}{T-1 + \sigma_v^4 / \sigma_1^4 b} \quad (4.61)$$

Burada, $D \lambda^2 = \frac{1}{2} u' \frac{\sigma_v^4}{\sigma_1^4} J_T \otimes W' + W + \frac{1}{\sigma_1^4} E_T \otimes W' + W \quad u$

$$\sigma_1^4 = u' J_T \otimes I_N u / N$$

$$\sigma_v^4 = u' E_T \otimes I_N u / N T - 1$$

ve u ; EÇO artıklarıdır. Bu test istatistiği asimptotik olarak $N(0,1)$ dağılımlıdır.

5. λ sifira çok yakın olduğunda (4.57) ile hesaplanan test istatistiği yanlış çıkarsamaya yol açabilir. Bu testin koşullu türevi aşağıdaki gibidir:

$H_0^e: \sigma_\mu^2 = 0$ ($\lambda =$ veya $\neq 0$ varsayımı altında)

$H_0^e: \sigma_\mu^2 > 0$

$$LM_{\mu} = D_{\mu}^2 \frac{2\sigma_v^4}{T} TN\sigma_v^4 ec - N\sigma_v^4 d^2 - T\sigma_v^4 g^2 e + 2\sigma_v^4 ghd - \sigma_v^4 h^2 c^{-1} \quad (4.62)$$

$$* N\sigma_v^4 c - \sigma_v^4 g^2$$

$$\text{Burada } g = \text{tr } W'B + B'W B'B^{-1}$$

$$h = \text{tr } B'B$$

$$d = \text{tr } W'B + B'W$$

$$c = \text{tr } W'B + B'W B'B^{-1}^2$$

$$e = \text{tr } B'B^2$$

dir. Bu test istatistiği asimptotik olarak $N(0, 1)$ dağılımlıdır (Millo ve Piras, 2012).

4.4.3 Hausman Testi

Panel veri için model tahmininde önemli varsayımlardan biri hata terimlerinin bağımsız değişkenlerle ilişkisiz olması ($E u_{it}/X_{it} = 0$) varsayımdır. Panel veride, modele dahil edilmeyen değişkenler sabit etkiler veya rastsal etkiler olarak modele katılır. Sabit etkiler modelinde, gözlenemeyen değişkenler modelin sabit teriminde içerilir ve bağımsız değişkenlerle ilişkilidir ($E u_{it}/X_{it} \neq 0$). Bu nedenle panel veri modeli tahmini için kullanılan Genelleştirilmiş EKK (GEKK)'den elde edilen tahminler yanlış ve tutarsız olurlar. Tahminlerin yansız ve tutarlı olmaları ortalamadan fark alma işlemi ile sağlanır.

$H_0: E u_{it}/X_{it} = 0$ hipotezi altında, model katsayıları tahminlerinin tutarlı olup olmadıkları Hausman testi ile sınanabilir (Hausman, 1978). H_0 doğru da yanlış da olsa, yani hata terimleri modeldeki bağımsız değişkenlerle ilişkili olsa da olmasa da sabit etkiler modelinden elde edilen tahminler tutarlıdır. Buna karşın, H_0 doğru olduğunda GEKK'den elde edilen tahminler en iyi doğrusal yansız tahminci, tutarlı ve asimptotik olarak etkin olurken H_0 yanlış olduğunda tutarsız olur (Baltagi, 2008).

Uygulamada genelde SE ve RE modellerinin karşılaştırılması olarak yorumlanan Hausman testi, tutarlı tahminlerin elde edilmesi yönünde doğru modelin kullanılması kararını vermeyi sağlayan bir testtir (Baltagi, 2008). Panel veri için kullanılan test, mekansal panel veri için de kullanılır. Buna göre test istatistiği aşağıdaki gibidir:

$$h = d' \text{ var } d^{-1} d \quad (4.63)$$

$$d = \beta_{SE} - \beta_{RE} \quad (4.63a)$$

$$\text{var } d = \sigma_{RE}^2 X'X^{-1} - \sigma_{FE}^2 X^*X^{*-1} \quad (4.63b)$$

(4.5) ile açıklanan Hausman test istatistiği K serbestlik derecesi ile χ^2 dağılımına sahiptir. Hausman testi, mekansal gecikme ve mekansal hata modelleri için de kullanılabilir. Mekansal gecikme modelinde, mekansal gecikme terimi ek bir bağımsız değişken olarak yer aldığından test istatistiği, $d = \beta' \rho'_{SE} - \beta' \rho'_{RE}$ şeklinde hesaplanır. Bu değişiklik altında test istatistiği $K + 1$ serbestlik derecesi ile χ^2 dağılımına sahiptir. Testin sonucunda H_0 'ın kabulü yönünde karar verilmezse ($p < \alpha$ ise) tahminlerin tutarsız olduğuna ve bu nedenle rastsal etkilerin söz konusu olduğu durumdaki tahmin yöntemlerinin kullanılması gerektiğine karar verilir.

4.4.4 Uyum iyiliği Ölçüsü

Mekansal etkiler söz konusu olduğunda klasik regresyon modelindeki $\sigma^2 I$ kovaryanslı hata terimi yerine genelleştirilmiş regresyon modelinde $\sigma^2 \Omega$ ($\Omega \neq I$) geçer. Bu durumda uyum iyiliği ölçüsü R^2 'nin hesaplanması daha zor olur. Mekansal etkili model için genelde kullanılan uyum iyiliği ölçüsü Y ; örnekteki bağımlı değişkenin genel ortalaması, e ; modelin hata terimi olmak üzere aşağıdaki eşitlikle hesaplanır:

$$R^2 = 1 - \frac{e' \Omega e}{Y - Y', Y - Y'} \quad (4.64)$$

(4.64)'teki $e' \Omega e$ ifadesi yerine dönüştürülmüş artıkların hata kareler toplamı ($e'e$) kullanılarak,

$$R^2 = 1 - \frac{e'e}{Y - Y', Y - Y'} \quad (4.65)$$

olarak da hesaplanabilir.

Klasik regresyonda modele değişken eklenmesi veya modelden değişken çıkartılması hesaplanan R^2 'nin değerini etkilerken mekansal etkili model hesaplanan R^2 'si için bu söylem geçerli değildir. Modele eklenen veya modelden çıkartılan değişkenlerin uyum iyiliği üzerindeki etkisi sabit etkiler mekansal hata, rastsal etkiler mekansal gecikme ve rastsal etkiler mekansal hata modelleri için sorun teşkil eder.

Çünkü bu modellerdeki ρ , θ veya φ katsayıları modeldeki bağımsız değişkenlerde değişiklik olması durumunda değişebilmektedir.

Sabit etkiler gecikme modelinde ortalamadan fark alma işlemi yapıldığından modeldeki değişkenlerde yapılan değişiklik R^2 'yi etkilemez. Ortalamadan fark alma, hesaplamada kolaylık ve β katsayısının doğruluğunu arttırmak için yapılır. R^2 modele mekansal etkilerin eklenmesinden sonra hesaplanıyorsa bu hesaplanan R^2 EKK modelinin R^2 'si ile aynı özellikleri taşır. Bu nedenle R^2 hesaplamasına alternatif olarak gerçek ve tahmin edilmiş bağımlı değişkenler arasındaki kareli korelasyon katsayısının elde edilmesi önerilmiştir. Verbeek (2000) tarafından önerilen eşitlik aşağıdaki gibidir:

$$corr^2 Y, Y = \frac{Y - Y, Y - Y^2}{Y - Y, Y - Y \quad Y - Y, Y - Y} \quad (4.66)$$

Burada Y , $NT \times 1$ boyutlu tahmin değerleri vektörüdür. $corr^2$, sabit etkiler tarafından açıklanan değişimi ihmal eder. R^2 ile $corr^2$ arasındaki fark, değişimin ne kadarının sabit etkiler ile açıklandığını gösterir. İki uyum ölçüsü arasındaki bu farklılığın bu uyum ölçüleri rastsal etkiler modeli için hesaplanırken de geçerli olduğu söylenebilir.

Uyum iyiliği ölçüsünü hesaplama sürecinde karşılaşılan diğer bir zorluk mekansal gecikmeli bağımlı değişkenle ilgilidir. Mekansal gecikmenin modelde bağımsız değişken olarak bulunması durumunda bu gecikme bağımlı değişkeni açıklamada etkili olur ki bu durumda (4.64) eşitliği kullanılır. Aksi durumda yani modelde bağımsız değişken olarak yer almıyorsa uyum iyiliğinin hesaplanmasında (4.66) eşitliği kullanılır.

Mekansal panel veri modelleri için R^2 ile $corr^2$ hesaplamaları aşağıdaki tabloda özetlenmiştir:

Çizelge 4.1 Mekansal panel veri için uyum iyiliği hesaplamaları

Sabit Etkiler Mekansal Gecikme Modeli	
R^2	e, I_N
$corr^2$	$Y^*, I_{NT} - \delta I_T \otimes W^{-1} X^* \beta$
Sabit Etkiler Mekansal Hata Modeli	
R^2	e
$corr^2$	$Y^*, X^* \beta$
Rastsal Etkiler Mekansal Gecikme Modeli	
R^2	e
$corr^2$	$Y, I_{NT} - \delta I_T \otimes W^{-1} X \beta$

Çizelge 4.2 (Devam) Mekansal panel veri için uyum iyiliği hesaplamaları

Rastsal Etkiler Mekansal Hata Modeli	
R^2	$e = Y^\Delta - X^\Delta \beta$
$corr^2$	$corr^2 Y, X\beta$

Y^* ile X^* ; alt bölüm 4.2'de, Y° , X° , Y^Δ ile X^Δ alt bölüm 4.3'te gösterildiği gibidir (Elhorst, 2009).

5. Uygulama

5.1 Uygulamanın Konusu ve Amacı

İntihar, Dünya Sağlık Örgütü tarafından kişinin kasten kendini öldürme eylemi olarak tanımlanmış ve intihar için en önemli risk faktörleri olarak ruhsal bozukluklar, özellikle depresyon ve nörolojik hastalıklar, kanser ve HIV enfeksiyonlarını saptamışlardır. Dünya Sağlık Örgütü'nün araştırmasına göre her yıl bir milyon kişi intihar nedeniyle ölmektedir. Dünya genelinde intihar oranı 100.000'de 16'dır. Her 40 saniyede 1 ölüm gerçekleşmektedir. En yüksek intihar oranları Doğu Avrupa'da bulunan ülkelerde görülmektedir (URL-1, 2013).

İntihar düşüncesi genelde katlanılması artık mümkün olmayan duygular nedeniyle ortaya çıkar. Ünlü Fransız sosyolog Émile Durkheim sosyoloji alanındaki en önemli kitaplardan biri olan *İntihar* (1897) adlı eserinde intiharı sosyolojik olarak incelemiş, intihar ile toplum arasındaki ilişkiyi ortaya koymuştur. Durkheim, sosyal ve kültürel faktörler ile intihar oranı arasındaki ilişkiyi açıklayan ilk kişi olarak literatürde yer almaktadır. Durkheim (1897)'in elde ettiği sonuçlardan bazıları aşağıdaki gibidir:

- İntihar, erkeklerde kadınlardan daha fazla görülmektedir.
- Bekarların intihar oranları evlilere göre daha yüksektir.
- Çocuk sahibi olmayanların intihar oranları çocuk sahibi olanlara göre daha yüksektir.
- Protestanlarda, Katolik ve Yahudilere göre daha yüksek intihar oranı görülmektedir.
- Askerlerin intihar oranı sivillerinden daha yüksektir.
- Barış döneminde intihar oranı savaş dönemine göre daha yüksektir.
- İntihar oranları İskandinav ülkelerinde daha yüksektir.

Durkheim (1897), intihar olaylarını toplumsal nedenlere göre Bencil (Egoistic), Elcil (Altruistic) ve Anomik (Anomic) intiharlar olmak üzere 3 gruba ayırmıştır. Bencil intiharlar, birey kendini yalnız hissettiği zaman ortaya çıkarken Elcil intiharlar, tam tersine, bireyin topluma çok bağlı olduğu durumlarda belirir. Bencil intiharlarda kişiyi intihara iten en önemli faktör yalnızlık hissidir. Elcil intiharlarda ise toplumsal bir ödevi yerine getirmek düşüncesi vardır. Anomik intiharlar ise toplumsal bunalımlar

(örneğin ekonomik veya krizler) sonucu toplumda meydana gelen yapısal değişiklikler nedeniyle bireyin yaşam biçiminin de değişmesi sonucu ortaya çıkar.

İntihar eylemi üzerinden toplumsal etkiler olduğu kadar psikolojik etkiler de sözkonusudur. Bu çalışmada intihar oranı üzerinde psikolojik etkilerden çok toplumsal etkiler incelenmek istenmiştir. Avrupa ülkelerinde görülen intihar olayları oranının yüksek olması ilgi çekicidir. Araştırmanın amacı, Avrupa ülkelerinde gözlenen intihar olayları üzerinde o ülkelerin toplumsal etkilerinin incelenmesiyle işsizlik, evlenme, boşanma vb. toplumsal değişkenlerin intihar eyleminin gerçekleşmesinde bir etmen olup olmadıklarını ortaya çıkarmaktır. Yöntem olarak, son dönemde dünya literatüründe yaygın olarak kullanılan ancak Türkiye’de sınırlı sayıda çalışmaya rastlanılmış olan mekansal ekonometrik yöntemler kullanılmıştır. Bu yöntemler, ekonometrik yaklaşımlara mekansallığın dahil edilmesiyle geliştirilmiştir. Böylece hem ülkeler arasında intihar oranlarına göre etkileşim olup olmadığı, yani komşuluk ilişkisi araştırılmış hem de intihar oranına etki eden faktörler saptanmıştır.

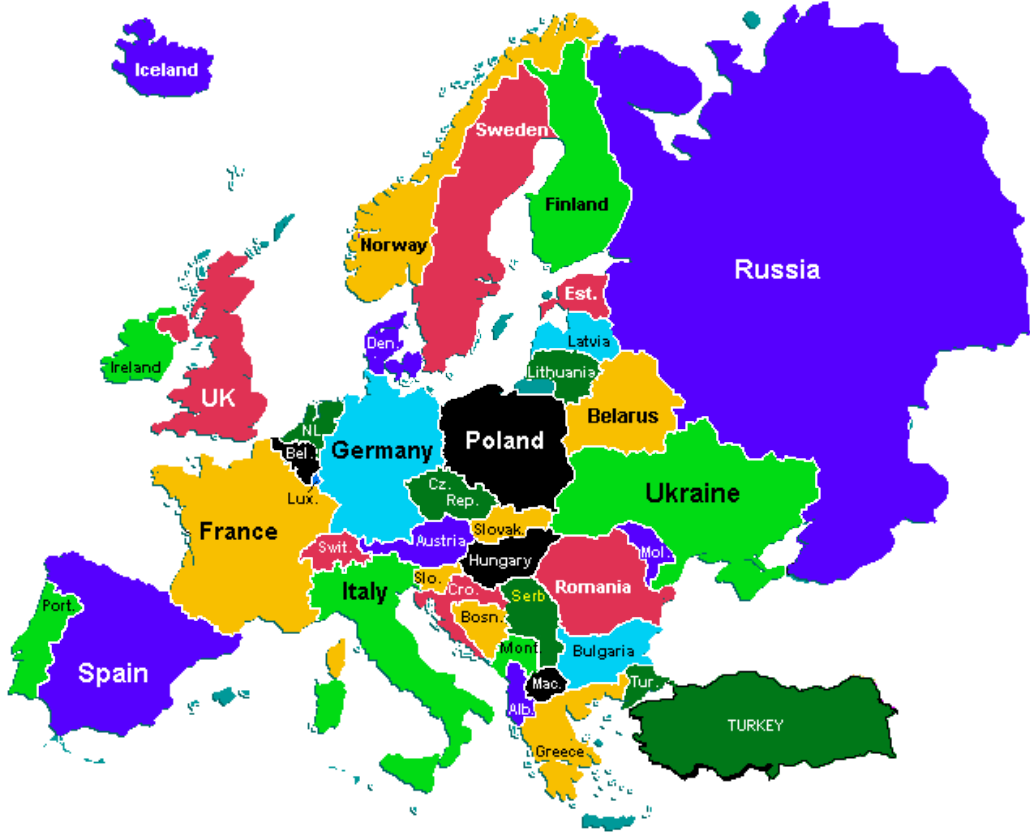
5.2 Veriler ve Değişkenler

Tez konusu belirleme sürecinde uygulama konusu olarak intihar oranına göre Türkiye’deki 81 il arasında mekansal ilişkinin incelenmesi düşünülmüştür. Ancak Türkiye’de mikro düzeyde panel veri oluşturacak düzenli veri bulunmadığından çalışmanın kapsamı Avrupa Ülkelerini kapsayacak şekilde genişletilmiştir. Uygulamaya dahil edilen Avrupa’daki 28 ülkenin 2000-2009 yılları arasındaki 10 yıllık verisi OECD (URL-2, 2012), United Nations (UN) (URL-3, 2012), Eurostat (URL-4, 2012), Dünya Sağlık Örgütü (WHO) (URL-5, 2012) ve bu veri tabanlarından elde edilemeyen veriler ülkelerin istatistik kurumları sitelerinden derlenmiştir. Derlenen verilerdeki eksik gözlemler EM algoritması ile tamamlanmıştır. Bu algoritma varolan değişkenlerin ortalamalarını ve kovaryans matrislerini dikkate alarak değişkenlerdeki eksik değerleri EÇO yöntemine göre hesaplayan işlemler dizisidir. Eksik gözlemler tamamlandıktan sonra veri seti mekansal panel veri yöntemleri ile analiz edilmiştir. Bu analize dahil edilen ülkelerin listesi Çizelge 5.1’de verilmiştir:

Çizelge 5.1 Ülkelerin Listesi

Almanya	İtalya
Avusturya	İzlanda
Bulgaristan	Letonya
Çek Cumhuriyeti	Litvanya
Estonya	Lüksemburg
Finlandiya	Macaristan
Fransa	Norveç
Hırvatistan	Polonya
Hollanda	Romanya
İngiltere	Rusya
İrlanda	Slovakya
İspanya	Slovenya
İsveç	Türkiye
İsviçre	Yunanistan

Bu ülkelerin harita üzerindeki konumları ise Şekil 5.1'de gösterilmiştir:



Şekil 5.1 Analize dahil edilen ülkelerin harita üzerindeki konumları

İntihar oranını etkileyen faktörler, ünlü Fransız sosyolog Émile Durkheim'ın sosyoloji alanında en önemli kitaplardan biri olan İntihar(1897) adlı eserinde işaret ettiği noktalara göre belirlenmiştir. Modele dahil edilen değişkenler Çizelge 5.2'deki gibidir:

Çizelge 5.2 Değişkenlerin Listesi ve Bazı Önemli Değerleri

Değişken	Tanım	Ortalama	Std Sapma	Beklenen İşaret
İO	İntihar Oranları (100.000 kişi başına)	15,20	8,19	Bağımlı Değişken
İ	Uzun dönem işsizlik oranı (%)	38,64	15,41	+
AKO	Kişi başına alkol tüketim oranı (15+)	10,48	2,95	+
DO	Doğum oranı (1.000 kişi başına)	11,02	2,36	-
BO	Boşanma Oranı (1.000 kişi başına)	2,10	0,87	+
EO	Evlenme Oranı (1.000 kişi başına)	5,11	1,14	-
İKO	İşgücü katılım oranı (15+, kadın)	50,60	8,36	-
LogGSYİH	Kişi başına GSYİH (\$)	4,24	0,42	-
E	Enflasyon (tüketici fiyatı) (% , yıllık)	4,85	6,96	+

Uygulamada SPSS, STATA ve MATLAB programları kullanılmıştır. MATLAB'de test ve tahmin sonuçları Elhorst (URL-6, 2011) ve Lacombe (URL-7, 2013) kodları çalıştırılarak elde edilmiştir. Çalışmada bağımlı değişken olarak intihar oranı alınmış ve ülkelerarası komşuluk ilişkisini belirten ağırlık matrisi kullanılarak bağımsız değişkenlerin bağımlı değişken üzerindeki etkileri ülkelerin coğrafi konumları da dikkate alınarak incelenmiştir. Mekansal ağırlık matrisi (Ek – 2), sınır komşuluklarına göre belirlenmiştir. Buna göre iki ülke komşu ise 1, değilse 0 değeri atanarak matris oluşturulmuştur. Mekansal ağırlık matrisi modele dahil edilmeden önce satırlarının toplamı 1 olacak şekilde standartlaştırılmıştır. İngiltere, İrlanda ve İzlanda ada ülkeleri olduklarından bu ülkelere karşılık gelen değerler 0 olarak atanmıştır.

Uygulamaya dahil edilen 28 ülkenin değişkenlere ve yıllara göre özet bilgileri Ek – 1'de verilmiştir.

5.3 Model Tahminleri

Uygulamanın bu bölümünde ilk önce, mekansal etkilerin söz konusu olmadığı modeller tahmin edilip en iyi model seçimi gerçekleştirilmiştir. Daha sonra mekansal etkiler katılarak yapılan model tahminleri sonucunda en iyi model belirlenip mekansal etkileri içeren ve içermeyen en iyi modeller son bölümde karşılaştırılmıştır.

Karşılaştırma sonunda en iyi modeldeki değişkenler alt bölüm 5.3.4'teki Bulgular kısmında yorumlanmıştır. Tahmin edilen modellerin listesi Çizelge 5.3'te verilmiştir:

Çizelge 5.3 Tahmin Edilecek Modeller

	Model 1	Model 2	Model 3	Model 4	Model 5	Model 6
Bağımlı Değişken	İÖ	İÖ	İÖ	İÖ	İÖ	İÖ
Bağımsız Değişkenler	İ	İ	İ			
	AKO	AKO	AKO	AKO	AKO	AKO
	DO	DO	DO	DO	DO	DO
	BO	BO	BO	BO	BO	BO
	EO	EO	EO	EO	EO	EO
	İKO	İKO	İKO	İKO	İKO	İKO
	LogGSYİH		LogGSYİH	LogGSYİH		LogGSYİH
		E	E		E	E

5.3.1 Mekansal Etkilerin Bulunmadığı Model Tahminleri

Model 1'in tahmini

Çizelge 5.3'ün Model 1 başlıklı sütununda yer alan değişkenlerle oluşturulan modelin SE, RE tahminleri ve tutarlı tahminleri veren modeli belirleme testi olan Hausman testinin sonucu aşağıdaki çizelgelerde sırasıyla verilmiştir:

Çizelge 5.4 SE Tahmini (Model 1)

Fixed-effects (within) regression	Number of obs	=	280		
Group variable: region	Number of groups	=	28		
R-sq: within = 0.5902	obs per group: min	=	10		
between = 0.0904	avg	=	10.0		
overall = 0.1255	max	=	10		
corr(u_i, Xb) = -0.2292	F(7, 245)	=	50.41		
	Prob > F	=	0.0000		
suicide	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]
unemployment	.019538	.018718	1.04	0.298	-.0173307 .0564067
alcohol	-.3603539	.1390556	-2.59	0.010	-.6342509 -.0864569
birthrate	-.2894585	.2039366	-1.42	0.157	-.6911512 .1122342
divorce	1.202222	.4203846	2.86	0.005	.3741928 2.030251
marriage	-.6197114	.2737874	-2.26	0.024	-1.158989 -.0804341
laborpart	-.1602558	.0726118	-2.21	0.028	-.3032788 -.0172328
log_gdp	-8.527124	.7643353	-11.16	0.000	-10.03263 -7.021618
_cons	66.29475	4.728613	14.02	0.000	56.98083 75.60867
sigma_u	7.8311772				
sigma_e	1.6603591				
rho	.95698167	(fraction of variance due to u_i)			
F test that all u_i=0:	F(27, 245) =	102.45			Prob > F = 0.0000

Çizelge 5.4'te gösterildiği gibi SE modeli tahmini sonucunda uzun dönem işsizlik oranı ve doğum oranı değişkenleri istatistiksel olarak anlamsız çıkmıştır ($p > t$). İntihar oranını açıklamada alkol kullanım oranı, boşanma oranı, evlenme oranı, kadınların işgücüne katılım oranı ve GSYİH değişkenleri etkilidir ($p \leq t$). Alkol kullanım oranı dışındaki bağımsız değişkenlerin işaretleri teorik olarak beklenildiği gibidir.

Çizelge 5.5 RE Tahmini (Model 1)

suicide	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]
unemployment	.0177341	.0190493	0.93	0.352	-.0196018 .05507
alcohol	-.2060369	.1313562	-1.57	0.117	-.4634904 .0514166
birthrate	-.4127945	.197166	-2.09	0.036	-.7992327 -.0263564
divorce	1.513145	.4158688	3.64	0.000	.6980574 2.328233
marriage	-.6817094	.2674642	-2.55	0.011	-1.20593 -.1574891
laborpart	-.0670379	.0676785	-0.99	0.322	-.1996853 .0656096
log_gdp	-8.785105	.758125	-11.59	0.000	-10.271 -7.299207
_cons	62.14605	4.796552	12.96	0.000	52.74498 71.54712
sigma_u	5.8709939				
sigma_e	1.6603591				
rho	.92594317	(fraction of variance due to u_i)			

Çizelge 5.5'te gösterildiği gibi RE modeli tahmini sonucunda uzun dönem işsizlik oranı, alkol kullanım oranı ve kadınların işgücüne katılım oranı değişkenleri istatistiksel olarak anlamsız çıkmıştır ($p > t$). İntihar oranını açıklamada, doğum oranı, boşanma oranı, evlenme oranı, ve GSYİH değişkenleri etkilidir ($p \leq t$). Anlamlı bulunan tüm bağımsız değişkenlerin işaretleri teorik olarak beklenildiği gibidir.

Çizelge 5.6 Hausman Testi (Model 1)

	Coefficients		(b-B) Difference	sqrt(diag(V_b-V_B)) S.E.
	(b) bbe	(B) bre		
unemployment	-.1673999	.0177341	-.185134	.1702943
alcohol	.9168077	-.2060369	1.122845	.5330664
birthrate	-.2964488	-.4127945	.1163457	.8312744
divorce	3.470895	1.513145	1.957749	1.943094
marriage	-1.039731	-.6817094	-.3580213	1.826123
laborpart	.1180892	-.0670379	.1851271	.1739586
log_gdp	-11.76419	-8.785105	-2.979084	5.050768

b = consistent under Ho and Ha; obtained from xtreg
B = inconsistent under Ha, efficient under Ho; obtained from xtreg

Test: Ho: difference in coefficients not systematic

chi2(7) = (b-B)'[(V_b-V_B)^(-1)](b-B)
= 22.91
Prob>chi2 = 0.0018

Çizelge 5.6'da gösterildiği gibi tutarlı tahmin sonuçlarını veren modelin tahminini belirlemek için yapılan Hausman testi sonucunda SE modelinin kullanılmasına karar verilmiştir ($p < 0,05$).

Model 2'in tahmini

Çizelge 5.3'ün Model 2 başlıklı sütununda yer alan değişkenlerle oluşturulan modelin SE, RE tahminleri ve tutarlı tahminleri veren modeli belirleme testi olan Hausman testinin sonucu aşağıdaki çizelgelerde sırasıyla verilmiştir:

Çizelge 5.7 SE Tahmini (Model 2)

Fixed-effects (within) regression		Number of obs	=	280
Group variable: region		Number of groups	=	28
R-sq: within	= 0.3992	Obs per group: min	=	10
between	= 0.0057	avg	=	10.0
overall	= 0.0000	max	=	10
corr(u _i , x _b)	= -0.5085	F(7,245)	=	23.25
		Prob > F	=	0.0000

suicide	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]
unemployment	.0351703	.022596	1.56	0.121	-.009337 .0796775
alcohol	-.6108002	.1665789	-3.67	0.000	-.9389097 -.2826907
birthrate	-1.014042	.2424177	-4.18	0.000	-1.491531 -.5365532
divorce	.8208016	.5094547	1.61	0.108	-.1826682 1.824271
marriage	-1.200074	.3258692	-3.68	0.000	-1.841936 -.5582111
laborpart	-.4634311	.0856326	-5.41	0.000	-.6321012 -.294761
inflation	.0715421	.0270541	2.64	0.009	.0182538 .1248304
_cons	58.93025	5.715402	10.31	0.000	47.67266 70.18784
sigma_u	9.4088998				
sigma_e	2.0104481				
rho	.95633648	(fraction of variance due to u _i)			

F test that all u_i=0: F(27, 245) = 88.75 Prob > F = 0.0000

Çizelge 5.7'de gösterildiği gibi SE modeli tahmini sonucunda uzun dönem işsizlik oranı ve boşanma oranı değişkenleri istatistiksel olarak anlamsız çıkmıştır ($p > t$). İntihar oranını açıklamada alkol kullanım oranı, doğum oranı, evlenme oranı, kadınların işgücüne katılım oranı ve enflasyon değişkenleri etkilidir ($p \leq t$). Alkol kullanım oranı dışındaki bağımsız değişkenlerin işaretleri teorik olarak beklenildiği gibidir.

Çizelge 5.8 RE Tahmini (Model 2)

Random-effects GLS regression		Number of obs	=	280
Group variable: region		Number of groups	=	28
R-sq: within	= 0.3873	Obs per group: min	=	10
between	= 0.0176	avg	=	10.0
overall	= 0.0341	max	=	10
corr(u _i , x)	= 0 (assumed)	wald chi2(7)	=	141.65
		Prob > chi2	=	0.0000

suicide	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]
unemployment	.0386331	.0231853	1.67	0.096	-.0068092 .0840755
alcohol	-.4747889	.1558157	-3.05	0.002	-.780182 -.1693958
birthrate	-1.145393	.2359111	-4.86	0.000	-1.60777 -.6830153
divorce	1.299714	.5073472	2.56	0.010	.3053319 2.294096
marriage	-1.174298	.3218893	-3.65	0.000	-1.80519 -.5434068
laborpart	-.3201034	.0791975	-4.04	0.000	-.4753276 -.1648791
inflation	.0646743	.0276548	2.34	0.019	.0104719 .1188768
_cons	50.46104	5.711741	8.83	0.000	39.26624 61.65585
sigma_u	6.4728794				
sigma_e	2.0104481				
rho	.91201795	(fraction of variance due to u _i)			

Çizelge 5.8'de gösterildiği gibi RE modeli tahmini sonucunda uzun dönem işsizlik oranı değişkeni istatistiksel olarak anlamsız çıkmıştır ($p > t$). İntihar oranını açıklamada alkol kullanım oranı, doğum oranı, boşanma oranı, evlenme oranı, kadınların işgücüne katılım oranı ve GSYİH değişkenleri etkilidir ($p \leq t$). Alkol kullanım oranı dışındaki bağımsız değişkenlerin işaretleri teorik olarak beklenildiği gibidir.

Çizelge 5.9 Hausman Testi (Model 2)

	Coefficients		(b-B) Difference	sqrt(diag(V_b-V_B)) S.E.
	(b) bfe	(B) bre		
unemployment	.0351703	.0386331	-.0034628	.
alcohol	-.6108002	-.4747889	-.1360113	.0589069
birthrate	-1.014042	-1.145393	.1313507	.0557879
divorce	.8208016	1.299714	-.4789125	.0462912
marriage	-1.200074	-1.174298	-.0257754	.0507741
laborpart	-.4634311	-.3201034	-.1433277	.0325685
inflation	.0715421	.0646743	.0068677	.

b = consistent under Ho and Ha; obtained from xtreg
B = inconsistent under Ha, efficient under Ho; obtained from xtreg

Test: Ho: difference in coefficients not systematic

chi2(7) = (b-B)'[(V_b-V_B)^(-1)](b-B)
= 5.49
Prob>chi2 = 0.6004
(V_b-V_B is not positive definite)

Çizelge 5.9'da gösterildiği gibi tutarlı tahmin sonuçlarını veren modelin tahminini belirlemek için yapılan Hausman testi sonucunda RE modelinin kullanılmasına karar verilmiştir ($p > 0,05$).

Model 3'ün tahmini

Çizelge 5.3'ün Model 3 başlıklı sütununda yer alan değişkenlerle oluşturulan modelin SE, RE tahminleri ve tutarlı tahminleri veren modeli belirleme testi olan Hausman testinin sonucu aşağıdaki çizelgelerde sırasıyla verilmiştir:

Çizelge 5.10 SE Tahmini (Model 3)

Fixed-effects (within) regression	Number of obs	=	280
Group variable: region	Number of groups	=	28
R-sq: within = 0.6113	Obs per group: min	=	10
between = 0.1533	avg	=	10.0
overall = 0.1912	max	=	10
corr(u_i, xb) = -0.1197	F(8,244)	=	47.96
	Prob > F	=	0.0000

suicide	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]
unemployment	.0172953	.0182785	0.95	0.345	-.0187085 .0532991
alcohol	-.2887204	.1371365	-2.11	0.036	-.5588429 -.0185979
birthrate	-.0018343	.2141841	-0.01	0.993	-.4237199 .4200513
divorce	1.095971	.4113205	2.66	0.008	.2857788 1.906163
marriage	-.632118	.2672288	-2.37	0.019	-1.158488 -.1057483
laborpart	-.0404696	.0781525	-0.52	0.605	-.1944092 .1134701
log_gdp	-10.32309	.8947234	-11.54	0.000	-12.08545 -8.560721
inflation	-.0950802	.0261545	-3.64	0.000	-.1465977 -.0435628
_cons	64.75713	4.634305	13.97	0.000	55.62878 73.88548
sigma_u	7.3799838				
sigma_e	1.6204529				
rho	.95400479	(fraction of variance due to u_i)			

F test that all u_i=0: F(27, 244) = 105.23 Prob > F = 0.0000

Çizelge 5.10'da gösterildiği gibi SE modeli tahmini sonucunda uzun dönem işsizlik oranı, doğum oranı ve kadınların işgücüne katılım oranı değişkenleri istatistiksel olarak anlamsız çıkmıştır ($p > t$). İntihar oranını açıklamada alkol kullanım oranı, boşanma oranı, evlenme oranı, GSYİH ve enflasyon değişkenleri etkilidir ($p \leq t$). Alkol kullanım oranı ve enflasyon dışındaki bağımsız değişkenlerin işaretleri teorik olarak beklenildiği gibidir.

Çizelge 5.11 RE Tahmini (Model 3)

Random-effects GLS regression	Number of obs	=	280
Group variable: region	Number of groups	=	28
R-sq: within = 0.6066	Obs per group: min	=	10
between = 0.2809	avg	=	10.0
overall = 0.3095	max	=	10
corr(u_i, x) = 0 (assumed)	wald chi2(8)	=	379.98
	Prob > chi2	=	0.0000

suicide	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]
unemployment	-.0147977	.0184407	0.80	0.422	-.0213454 .0509408
alcohol	-.1428252	.1289425	-1.11	0.268	-.3955478 .1098974
birthrate	-.081074	.2069901	-0.39	0.695	-.4867672 .3246192
divorce	1.362317	.404326	3.37	0.001	.569853 2.154782
marriage	-.7088817	.2595602	-2.73	0.006	-1.21761 -.2001531
laborpart	.0405022	.0713921	0.57	0.570	-.0994238 .1804282
log_gdp	-10.72034	.8742048	-12.26	0.000	-12.43375 -9.006932
inflation	-.1073769	.0260488	-4.12	0.000	-.1584316 -.0563222
_cons	61.6761	4.664181	13.22	0.000	52.53447 70.81773
sigma_u	5.980754				
sigma_e	1.6204529				
rho	.93160964	(fraction of variance due to u_i)			

Çizelge 5.11'de gösterildiği gibi RE modeli tahmini sonucunda uzun dönem işsizlik oranı, alkol kullanım oranı, doğum oranı ve kadınların işgücüne katılım oranı değişkenleri istatistiksel olarak anlamsız çıkmıştır ($p > t$). İntihar oranını açıklamada boşanma oranı, evlenme oranı, GSYİH ve enflasyon değişkenleri etkilidir ($p \leq t$). Alkol kullanım oranı ve enflasyon değişkenleri dışındaki bağımsız değişkenlerin işaretleri teorik olarak beklenildiği gibidir.

Çizelge 5.12 Hausman Testi (Model 3)

	Coefficients		(b-B) Difference	sqrt(diag(V_b-V_B)) S.E.
	(b) bbe	(B) bre		
unemployment	-.1769913	.0147977	-.191789	.1744529
alcohol	.9233317	-.1428252	1.066157	.5441589
birthrate	-.0996593	-.081074	-.0185853	.9218882
divorce	3.380299	1.362317	2.017982	1.990027
marriage	-.5236445	-.7088817	.1852373	2.097374
laborpart	.0998474	.0405022	.0593451	.1794526
log_gdp	-13.90879	-10.72034	-3.188447	6.512555
inflation	-.2851951	-.1073769	-.1778182	.5333823

b = consistent under Ho and Ha; obtained from xtreg
B = inconsistent under Ha, efficient under Ho; obtained from xtreg

Test: Ho: difference in coefficients not systematic

$$\begin{aligned} \text{chi2}(8) &= (b-B)'[(V_b-V_B)^{-1}](b-B) \\ &= 18.15 \\ \text{Prob}>\text{chi2} &= 0.0202 \end{aligned}$$

Çizelge 5.12'de gösterildiği gibi tutarlı tahmin sonuçlarını veren modelin tahminini belirlemek için yapılan Hausman testi sonucunda SE modelinin kullanılmasına karar verilmiştir ($p < 0,05$).

Model 4'ün tahmini

Çizelge 5.3'ün Model 4 başlıklı sütununda yer alan değişkenlerle oluşturulan modelin SE, RE tahminleri ve tutarlı tahminleri veren modeli belirleme testi olan Hausman testinin sonucu aşağıdaki çizelgelerde sırasıyla verilmiştir:

Çizelge 5.13 SE Tahmini (Model 4)

Fixed-effects (within) regression	Number of obs	=	280
Group variable: region	Number of groups	=	28
R-sq: within = 0.5884	Obs per group: min	=	10
between = 0.0910	avg	=	10.0
overall = 0.1263	max	=	10
corr(u _i , X _b) = -0.2245	F(6,246)	=	58.60
	Prob > F	=	0.0000

suicide	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
alcohol	-.3706037	.1387337	-2.67	0.008	-.6438612	-.0973463
birthrate	-.3689036	.1892361	-1.95	0.052	-.7416333	-.0038261
divorce	1.201535	.4204606	2.86	0.005	.373373	2.029697
marriage	-.6314739	.2736051	-2.31	0.022	-1.170381	-.0925663
laborpart	-.1778627	.0706382	-2.52	0.012	-.3169956	-.0387299
log_gdp	-8.590435	.7620636	-11.27	0.000	-10.09144	-7.089433
_cons	69.25331	3.785658	18.29	0.000	61.79688	76.70975
sigma_u	7.8180892					
sigma_e	1.6606612					
rho	.95682871	(fraction of variance due to u _i)				

F test that all u _i =0:	F(27, 246) =	104.66	Prob > F =	0.0000
------------------------------------	--------------	--------	------------	--------

Çizelge 5.13'te SE modeli tahmini sonucunda doğum oranı değişkeni istatistiksel olarak anlamsız çıkmıştır ($p > t$). İntihar oranını açıklamada alkol kullanım oranı, boşanma oranı, evlenme oranı, kadınların işgücüne katılım oranı ve GSYİH değişkenleri etkilidir ($p \leq t$). Alkol kullanım oranı dışındaki bağımsız değişkenlerin işaretleri teorik olarak beklenildiği gibidir.

Çizelge 5.14 RETahmini (Model 4)

Random-effects GLS regression	Number of obs	=	280
Group variable: region	Number of groups	=	28
R-sq: within = 0.5818	Obs per group: min	=	10
between = 0.2197	avg	=	10.0
overall = 0.2509	max	=	10
corr(u _i , X) = 0 (assumed)	Wald chi2(6)	=	339.03
	Prob > chi2	=	0.0000

suicide	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
alcohol	-.2136385	.1310472	-1.63	0.103	-.4704862	.0432093
birthrate	-.4842778	.1816415	-2.67	0.008	-.8402886	-.1282669
divorce	1.510966	.4157883	3.63	0.000	.6960357	2.325896
marriage	-.6922134	.2671813	-2.59	0.010	-1.215879	-.1685476
laborpart	-.0823825	.0655706	-1.26	0.209	-.2108986	.0461335
log_gdp	-8.853836	.7544573	-11.74	0.000	-10.33255	-7.375127
_cons	64.82462	3.829289	16.93	0.000	57.31935	72.32989
sigma_u	5.8645502					
sigma_e	1.6606612					
rho	.92576742	(fraction of variance due to u _i)				

Çizelge 5.14'te gösterildiği gibi RE modeli tahmini sonucunda alkol kullanım oranı ve kadınların işgücüne katılım oranı değişkenleri istatistiksel olarak anlamsız çıkmıştır ($p > t$). İntihar oranını açıklamada doğum oranı, boşanma oranı, evlenme oranı ve GSYİH değişkenleri etkilidir ($p \leq t$). Anlamlı bulunan tüm bağımsız değişkenlerin işaretleri teorik olarak beklenildiği gibidir.

Çizelge 5.15 Hausman Testi (Model 4)

	Coefficients		(b-B) Difference	sqrt(diag(V_b-V_B)) S.E.
	(b) bbe	(B) bre		
alcohol	.7455912	-.2136385	.9592297	.5029268
birthrate	.1369009	-.4842778	.6211787	.7063748
divorce	4.27454	1.510966	2.763575	1.758361
marriage	-.9562907	-.6922134	-.2640772	1.82214
laborpart	.1881117	-.0823825	.2704942	.1591862
log_gdp	-8.561666	-8.853836	.2921701	3.838721

b = consistent under Ho and Ha; obtained from xtreg
 B = inconsistent under Ha, efficient under Ho; obtained from xtreg

Test: Ho: difference in coefficients not systematic

$$\chi^2(6) = (b-B)'[(V_b-V_B)^{-1}](b-B)$$

$$= 21.82$$

$$\text{Prob} > \chi^2 = 0.0013$$

Çizelge 5.15'de gösterildiği gibi tutarlı tahmin sonuçlarını veren modelin tahminini belirlemek için yapılan Hausman testi sonucunda SE modelinin kullanılmasına karar verilmiştir ($p < 0,05$).

Model 5'in tahmini

Çizelge 5.3'ün Model 5 başlıklı sütununda yer alan değişkenlerle oluşturulan modelin SE, RE tahminleri ve tutarlı tahminleri veren modeli belirleme testi olan Hausman testinin sonucu aşağıdaki çizelgelerde sırasıyla verilmiştir:

Çizelge 5.16 SE Tahmini (Model 5)

Fixed-effects (within) regression	Number of obs	=	280
Group variable: region	Number of groups	=	28
R-sq: within = 0.3932	obs per group: min	=	10
between = 0.0066	avg	=	10.0
overall = 0.0002	max	=	10
corr(u_i, Xb) = -0.5166	F(6, 246)	=	26.57
	Prob > F	=	0.0000

	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]
suicide					
alcohol	-.6326598	.1664651	-3.80	0.000	-.9605385 - .3047811
birthrate	-1.167158	.2222004	-5.25	0.000	-1.604815 - .7294996
divorce	.8137282	.5109053	1.59	0.113	-.1925787 1.820035
marriage	-1.229686	.3262527	-3.77	0.000	-1.872291 -.5870806
laborpart	-.4991849	.0827324	-6.03	0.000	-.662139 -.3362307
inflation	.0722035	.0271289	2.66	0.008	.0187691 .125638
_cons	64.17775	4.628472	13.87	0.000	55.06126 73.29424
sigma_u	9.4587414				
sigma_e	2.016253				
rho	.95653648	(fraction of variance due to u_i)			

F test that all u_i=0: F(27, 246) = 89.67 Prob > F = 0.0000

Çizelge 5.16'da gösterildiği gibi SE modeli tahmini sonucunda boşanma oranı değişkeni istatistiksel olarak anlamsız çıkmıştır ($p > t$). İntihar oranını açıklamada alkol kullanım oranı, doğum oranı, evlenme oranı, kadınların işgücüne katılım oranı ve enflasyon değişkenleri etkilidir ($p \leq t$). Alkol kullanım oranı dışındaki bağımsız değişkenlerin işaretleri teorik olarak beklenildiği gibidir.

Çizelge 5.17 RE Tahmini (Model 5)

Random-effects GLS regression		Number of obs	=	280
Group variable: region		Number of groups	=	28
R-sq: within	= 0.3804	obs per group: min	=	10
between	= 0.0174	avg	=	10.0
overall	= 0.0332	max	=	10
corr(u_i, X)	= 0 (assumed)	wald chi2(6)	=	136.65
		Prob > chi2	=	0.0000

suicide	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]
alcohol	-.4916476	.1556448	-3.16	0.002	-.7967058 -.1865894
birthrate	-1.318379	.2139375	-6.16	0.000	-1.737689 -.8990695
divorce	1.309063	.5098544	2.57	0.010	.3097672 2.30836
marriage	-1.204075	.3228915	-3.73	0.000	-1.83693 -.5712188
laborpart	-.3531628	.0758671	-4.66	0.000	-.5018595 -.204466
inflation	.0653099	.0278288	2.35	0.019	.0107665 .1198533
_cons	55.83903	4.575626	12.20	0.000	46.87097 64.80709
sigma_u	6.3226597				
sigma_e	2.016253				
rho	.90769401	(fraction of variance due to u_i)			

Çizelge 5.17’de gösterildiği gibi RE modeli tahmini sonucunda modeldeki tüm bağımsız değişkenler istatistiksel olarak anlamlı çıkmıştır İntihar oranını açıklamada alkol kullanım oranı, doğum oranı, boşanma oranı, evlenme oranı, kadınların işgücüne katılım oranı ve enflasyon değişkenleri etkili bulunmuştur ($p \leq t$). Alkol kullanım oranı dışındaki bağımsız değişkenlerin işaretleri teorik olarak beklenildiği gibidir.

Çizelge 5.18 Hausman Testi (Model 5)

	Coefficients		(b-B) Difference	sqrt(diag(V_b-v_B)) S.E.
	(b) bfe	(B) bre		
alcohol	-.6326598	-.4916476	-.1410122	.0590367
birthrate	-1.167158	-1.318379	.1512218	.0600311
divorce	.8137282	1.309063	-.4953353	.0327531
marriage	-1.229686	-1.204075	-.025611	.0467106
laborpart	-.4991849	-.3531628	-.1460221	.0329974
inflation	.0722035	.0653099	.0068936	.

b = consistent under Ho and Ha; obtained from xtreg
B = inconsistent under Ha, efficient under Ho; obtained from xtreg

Test: Ho: difference in coefficients not systematic

chi2(6) = (b-B)'[(V_b-v_B)^(-1)](b-B)
= 15.19
Prob>chi2 = 0.0188
(V_b-v_B is not positive definite)

Çizelge 5.18’de gösterildiği gibi tutarlı tahmin sonuçlarını veren modelin tahminini belirlemek için yapılan Hausman testi sonucunda SE modelinin kullanılmasına karar verilmiştir ($p < 0,05$). Hausman testi SE yönünde karar verdirmesine rağmen tahmin edilen SE ve RE etkili modeller incelendiğinde RE etkili modelde tüm bağımsız değişkenlerin istatistiksel olarak anlamlı olduğu görülmektedir. İki modelin belirtme katsayıları karşılaştırıldığında RE modelinin belirtme katsayısı daha yüksektir. Hausman testi tahminlerin yansız ve tutarlı tahminlerin elde edilmesinin testi olduğundan RE modeli daha anlamlı çıkarsa da SE modeli tahmin edilir.

Model 6'nın tahmini

Çizelge 5.3'ün Model 6 başlıklı sütununda yer alan değişkenlerle oluşturulan modelin SE, RE tahminleri ve tutarlı tahminleri veren modeli belirleme testi olan Hausman testinin sonucu aşağıdaki çizelgelerde sırasıyla verilmiştir:

Çizelge 5.19 SE Tahmini (Model 6)

Fixed-effects (within) regression	Number of obs	=	280
Group variable: region	Number of groups	=	28
R-sq: within = 0.6098	Obs per group: min	=	10
between = 0.1562	avg	=	10.0
overall = 0.1939	max	=	10
corr(u_i, xb) = -0.1112	F(7,245)	=	54.70
	Prob > F	=	0.0000

suicide	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]
alcohol	-.297154	.1368173	-2.17	0.031	-.5666423 -.0276658
birthrate	-.0695534	.2018298	-0.34	0.731	-.4670965 .3279896
divorce	1.09443	.4112294	2.66	0.008	.284434 1.904426
marriage	-.6426274	.2669408	-2.41	0.017	-1.168419 -.1168357
laborpart	-.0549855	.0766156	-0.72	0.474	-.2058948 .0959239
log_gdp	-10.39484	.8913133	-11.66	0.000	-12.15046 -8.63923
inflation	-.0959155	.026134	-3.67	0.000	-.1473916 -.0444394
_cons	67.3596	3.72908	18.06	0.000	60.01445 74.70474

sigma_u	7.3588567
sigma_e	1.6201067
rho	.95377139 (fraction of variance due to u_i)

F test that all u_i=0:	F(27, 245) =	108.30	Prob > F =	0.0000
------------------------	--------------	--------	------------	--------

Çizelge 5.19'da gösterildiği gibi SE modeli tahmini sonucunda doğum oranı ve kadınların işgücüne katılım oranı değişkenleri istatistiksel olarak anlamsız çıkmıştır ($p > t$). İntihar oranını açıklamada alkol kullanım oranı, boşanma oranı, evlenme oranı, GSYİH ve enflasyon değişkenleri etkilidir ($p \leq t$). Alkol kullanım oranı ve enflasyon dışındaki bağımsız değişkenlerin işaretleri teorik olarak beklenildiği gibidir.

Çizelge 5.20 RE Tahmini (Model 6)

Random-effects GLS regression	Number of obs	=	280
Group variable: region	Number of groups	=	28
R-sq: within = 0.6052	Obs per group: min	=	10
between = 0.2855	avg	=	10.0
overall = 0.3136	max	=	10
corr(u_i, x) = 0 (assumed)	wald chi2(7)	=	379.88
	Prob > chi2	=	0.0000

suicide	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]
alcohol	-.149077	.1286356	-1.16	0.246	-.4011981 .103044
birthrate	-.1378998	.1943444	-0.71	0.478	-.5188077 .2430082
divorce	1.35877	.4040268	3.36	0.001	.5668923 2.150648
marriage	-.7177141	.2591462	-2.77	0.006	-1.225631 -.2097969
laborpart	.0283543	.0697486	0.41	0.684	-.1083504 .1650589
log_gdp	-10.7915	.8690494	-12.42	0.000	-12.4948 -9.088193
inflation	-.1082148	.0260088	-4.16	0.000	-.159191 -.0572385
_cons	63.91245	3.741067	17.08	0.000	56.5801 71.24481

sigma_u	5.9834647
sigma_e	1.6201067
rho	.93169456 (fraction of variance due to u_i)

Çizelge 5.20'de gösterildiği gibi RE modeli tahmini sonucunda alkol kullanım oranı, doğum oranı ve kadınların işgücüne katılım oranı değişkenleri istatistiksel olarak anlamsız çıkmıştır ($p > t$). İntihar oranını açıklamada boşanma oranı, evlenme

oranı, GSYİH ve enflasyon değişkenleri etkilidir ($p \leq t$). Enflasyon dışındaki bağımsız değişkenlerin işaretleri teorik olarak beklenildiği gibidir.

Çizelge 5.21 Hausman Testi (Model 6)

	Coefficients		(b-B) Difference	sqrt(diag(V_b-v_B)) S.E.
	(b) bbe	(B) bre		
alcohol	.7429408	-.149077	.8920178	.5142688
birthrate	.3156565	-.1378998	.4535562	.8283443
divorce	4.238607	1.35877	2.879837	1.799942
marriage	-.5361642	-.7177141	.1815499	2.098344
laborpart	.176634	.0283543	.1482797	.1633131
log_gdp	-10.14348	-10.7915	.6480208	5.340493
inflation	-.2300357	-.1082148	-.1218209	.5308135

b = consistent under Ho and Ha; obtained from xtreg
B = inconsistent under Ha, efficient under Ho; obtained from xtreg

Test: Ho: difference in coefficients not systematic

$$\begin{aligned} \text{chi2}(7) &= (b-B)'[(V_b-v_B)^{-1}](b-B) \\ &= 16.88 \\ \text{Prob}>\text{chi2} &= 0.0182 \end{aligned}$$

Çizelge 5.21'de gösterildiği gibi tutarlı tahmin sonuçlarını veren modelin tahminini belirlemek için yapılan Hausman testi sonucunda SE modelinin kullanılmasına karar verilmiştir ($p < 0,05$).

Model 7 Tahmini

Çizelge 5.3'ün Model 7 başlıklı sütununda yer alan değişkenlerle oluşturulan modelin SE, RE tahminleri ve tutarlı tahminleri veren modeli belirleme testi olan Hausman testinin sonucu aşağıdaki çizelgelerde sırasıyla verilmiştir:

Çizelge 5.22 SE Tahmini (Model 7)

Fixed-effects (within) regression	Number of obs	=	280
Group variable: region	Number of groups	=	28
R-sq: within = 0.5820	obs per group: min	=	10
between = 0.0525	avg	=	10.0
overall = 0.0842	max	=	10
corr(u_i, xb) = -0.2910	F(5,247)	=	68.79
	Prob > F	=	0.0000

	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
alcohol	-.4053754	.13836	-2.93	0.004	-.6778913	-.1328595
divorce	1.288333	.4204598	3.06	0.002	.4601892	2.116477
marriage	-.6902514	.2734759	-2.52	0.012	-1.228894	-.1516091
laborpart	-.1984231	.0702412	-2.82	0.005	-.3367712	-.0600749
log_gdp	-9.064358	.7263288	-12.48	0.000	-10.49495	-7.63377
_cons	68.71904	3.797068	18.10	0.000	61.24028	76.1978
sigma_u	8.158105					
sigma_e	1.6700483					
rho	.95977919	(fraction of variance due to u_i)				

F test that all u_i=0: F(27, 247) = 103.38 Prob > F = 0.0000

Çizelge 5.22'de gösterildiği gibi SE modeli tahmini sonucunda modeldeki tüm bağımsız değişkenler istatistiksel olarak anlamlı çıkmıştır. İntihar oranını açıklamada alkol kullanım oranı, boşanma oranı, evlenme oranı, kadınların işgücüne katılımı ve GSYİH değişkenleri etkilidir ($p \leq t$). Alkol kullanım oranı dışındaki bağımsız değişkenlerin işaretleri teorik olarak beklenildiği gibidir.

Çizelge 5.23 RE Tahmini (Model 7)

Random-effects GLS regression		Number of obs	=	280
Group variable: region		Number of groups	=	28
R-sq: within	= 0.5738	Obs per group: min	=	10
between	= 0.1718	avg	=	10.0
overall	= 0.2054	max	=	10
corr(u_i, x)	= 0 (assumed)	wald chi2(5)	=	322.49
		Prob > chi2	=	0.0000

suicide	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]
alcohol	-.2192712	.132397	-1.66	0.098	-.4787646 .0402221
divorce	1.666534	.4178813	3.99	0.000	.8475017 2.485566
marriage	-.8196444	.2664383	-3.08	0.002	-1.341854 -.297435
laborpart	-.0971134	.0658391	-1.48	0.140	-.2261558 .0319289
log_gdp	-9.534496	.721828	-13.21	0.000	-10.94925 -8.11974
_cons	63.50099	3.843662	16.52	0.000	55.96755 71.03443
sigma_u	5.7331921				
sigma_e	1.6700483				
rho	.92178422	(fraction of variance due to u_i)			

Çizelge 5.23'te gösterildiği gibi RE modeli tahmini sonucunda alkol kullanım oranı ve kadınların işgücüne katılım oranı değişkenleri istatistiksel olarak anlamsız çıkmıştır ($p > t$). İntihar oranını açıklamada boşanma oranı, evlenme oranı ve GSYİH değişkenleri etkilidir ($p \leq t$). Anlamlı bulunan tüm bağımsız değişkenlerin işaretleri teorik olarak beklenildiği gibidir.

Çizelge 5.24 Hausman Testi (Model 7)

	Coefficients		(b-B) Difference	sqrt(diag(V_b-V_B)) S.E.
	(b) bfe	(B) bre		
alcohol	-.4053754	-.2192712	-.1861042	.0401812
divorce	1.288333	1.666534	-.378201	.0464936
marriage	-.6902514	-.8196444	.129393	.061642
laborpart	-.1984231	-.0971134	-.1013096	.0244753
log_gdp	-9.064358	-9.534496	.4701389	.0807331

b = consistent under Ho and Ha; obtained from xtreg
B = inconsistent under Ha, efficient under Ho; obtained from xtreg

Test: Ho: difference in coefficients not systematic

$$\begin{aligned} \text{chi2}(5) &= (b-B)'[(V_b-V_B)^{-1}](b-B) \\ &= 35.06 \\ \text{Prob}>\text{chi2} &= 0.0000 \\ (V_b-V_B \text{ is not positive definite}) \end{aligned}$$

Çizelge 5.21'de gösterildiği gibi tutarlı tahmin sonuçlarını veren modelin tahminini belirlemek için yapılan Hausman testi sonucunda SE modelinin kullanılmasına karar verilmiştir ($p < 0,05$).

Model denemeleri sonucunda en iyi model, bağımsız değişkenlerin alkol kullanım oranı, boşanma oranı, evlenme oranı, kadınların işgücüne katılım oranı ve GSYİH değişkenlerinin modelde olduğu Model 7 olarak belirlenmiştir.

Tahmin edilen yedi modelin istatistiksel olarak anlamlı bulunan değişkenleri ve modellerin belirtme katsayıları Çizelge 5.25'te özetlenmiştir:

Çizelge 5.25 Özet Sonuçlar

	Model 1 (SE)	Model 2 (RE)	Model 3 (SE)	Model 4 (SE)	Model 5 (SE)	Model 6 (SE)	Model 7 (SE)
Bağımlı Değişken	İO	İO	İO	İO	İO	İO	İO
Bağımsız Değişkenler	AKO	AKO DO	AKO	AKO	AKO DO	AKO	AKO
	BO	BO	BO	BO		BO	BO
	EO	EO	EO	EO	EO	EO	EO
	İKO	İKO		İKO	İKO		İKO
	LogGSYİH		LogGSYİH	LogGSYİH		LogGSYİH	LogGSYİH
		E	E		E	E	
R^2	0,1255	0,0341	0,1912	0,1263	0,0002	0,1939	0,0842

1, 2 ve 3 numaralı modellerin hiçbirinde uzun dönem işsizlik oranı oranı değişkeninin intihar oranı üzerinde istatistiksel olarak anlamlı bir etkisi bulunmadığından bu değişken çıkartılarak 4, 5, 6 ve 7 numaralı modellerin tahminleri elde edilmiştir. Yapılan model tahmin denemeleri sonucunda en iyi model olarak Model 7 saptanmıştır. Ancak Çizelge 5.25'te görüldüğü gibi Model 7'deki bağımsız değişkenlerin bağımlı değişkeni açıklama yüzdesini gösteren R^2 belirtme katsayısı çok düşüktür. Veriler mekanlara göre derlendiği için mekansal etkilerin varlığından şüphelenilmektedir. Bu nedenle sonraki bölümde mekansal etkilerin varlığı test edilip eğer varsa mekansal etkilerin dahil edildiği en iyi model belirlenmeye çalışılmıştır.

En iyi model araştırması geriye doğru çıkarma yöntemi ile de yapılmış bu denemeler sonucunda alkol kullanım oranı, boşanma oranı, evlenme oranı, GSYİH ve enflasyon oranı değişkenlerinin olduğu ve mekansal etkilerin dahil edilmediği model en iyi olarak bulunmuştur. Ancak GSYİH ve enflasyon değişkenleri iktisadi olarak ilişkili olduğundan Çizelge 5.25'te gösterilen Model 7'de karar kılınmıştır. Model 7'nin VIF katsayıları ve artık grafiği incelenmiş, çoklu bağlantı olmadığı ancak değişen varyans sorunu olduğu görülmüştür. Değişen varyans sorunu bağımlı değişken değerinin çok yaygın olması durumunda ortaya çıkmaktadır. Geriye doğru çıkarma yöntemi ile model denemeleri mekansal etkiler modele dahil edilerek de yapılacaktır.

Geriye doğru çıkarma yöntemi, VIF katsayıları ve artık grafiği ile ilgili sonuçlar Ek 3'te verilmiştir.

5.3.2 Mekansal Etkiler ile Tahmin

Model 1'in tahmini

Çizelge 5.3'ün Model 1 başlıklı sütununda yer alan değişkenlerle oluşturulan model için ilk önce LÇ testi ile mekansal ilişkinin varlığı araştırılmıştır. Daha sonra mekansal gecikme modelinin SE, RE tahminleri ve tutarlı tahminleri veren modeli belirleme testi olan Hausman testinin sonucu aşağıdaki çizelgelerde sırasıyla verilmiştir:

Çizelge 5.26 LÇ Testi (Model 1)

		LÇ	$\chi^2_{1,0.01}$	p değeri	Karar	Sağlam LÇ	$\chi^2_{1,0.01}$	p değeri	Karar
Model 1	Mekansal Gecikme				H_0				
	$H_0: \rho = 0$	32,91	6,64	0,000*	red	15,97	6,64	0,000*	H_0 red
	Mekansal Hata				H_0				
	$H_0: \lambda = 0$	17,04	6,64	0,000*	red	0,1073	6,64	0,743	H_0 kabul

Çizelge 5.26'da gösterildiği gibi LÇ testi sonucunda Mekansal Gecikme Modelinin (SAR) tahmin edilmesine karar verilmiştir ($p < 0,05$).

Çizelge 5.27 SAR SE ve RE Tahmini (Model 1)

Değişkenler	SAR SE	SAR RE
Uzun dönem işsizlik Oranı	0,0202 (1,1803; 0,238)	0,0897* (5,4347; 0,000)
Alkol Kullanım Oranı	-0,2764* (-2,1576; 0,031)	0,0489 (0,3702; 0,711)
Doğum Oranı	-0,3192 (-1,7131; 0,087)	0,0178 (0,0936; 0,925)
Boşanma Oranı	1,1847* (3,0725; 0,002)	1,4358* (3,3795; 0,001)
Evlenme Oranı	-0,5458* (-2,1699; 0,030)	-0,0949 (-0,3574; 0,721)
İşgücüne Katılım Oranı (Kadın)	-0,1301 (-1,9546; 0,051)	0,2471* (4,5429; 0,000)
LogGSYİH	-6,7369* (-7,8216; 0,000)	-3,1540* (-4,1075; 0,000)
W*İntihar Oranı (ρ)	0,1989* (3,1664; 0,002)	0,5279* (11,2571; 0,000)
teta		0,0918* (5,3093; 0,000)

(*) %5 anlamlılıkta

Parantez içindeki değerler sırasıyla t istatistiği ve p değerleridir.

Çizelge 5.27'ün SAR SE sütununda gösterildiği gibi SE modeli tahmini sonucunda uzun dönem işsizlik oranı, doğum oranı ve kadınların işgücüne katılım oranı değişkenleri istatistiksel olarak anlamsız çıkmıştır ($p > t$). İntihar oranını açıklamada alkol kullanım oranı, boşanma oranı, evlenme oranı ve GSYİH değişkenleri etkilidir ($p \leq t$). Alkol kullanım oranı dışındaki bağımsız değişkenlerin işaretleri teorik olarak beklenildiği gibidir.

Çizelge 5.27'ün SAR RE sütununda gösterildiği gibi RE modeli tahmini sonucunda ise alkol kullanım oranı, doğum oranı ve evlenme oranı değişkenleri istatistiksel olarak anlamsız çıkmıştır ($p > t$). İntihar oranını açıklamada uzun dönem işsizlik oranı, boşanma oranı, kadınların işgücüne katılım oranı ve GSYİH değişkenleri etkilidir ($p \leq t$). İşgücüne katılım oranı dışındaki bağımsız değişkenlerin işaretleri teorik olarak beklenildiği gibidir.

Çizelge 5.28 Hausman Testi (Model 1)

$H_0: E u_{it}/X_{it} = 0$	Test İstatistiği	sd	p değeri	Karar
Model 1	-279,7922	8	0,0000*	H_0 red

Çizelge 5.28'de gösterildiği gibi tutarlı tahmin sonuçlarını veren modelin tahminini belirlemek için yapılan Hausman testi sonucunda SE modelinin kullanılmasına karar verilmiştir ($p < 0,05$).

Model 2'nin tahmini

Çizelge 5.3'ün Model 2 başlıklı sütununda yer alan değişkenlerle oluşturulan model için ilk önce LÇ testi ile mekansal ilişkinin varlığı araştırılmıştır. Daha sonra mekansal gecikme modelinin SE, RE tahminleri ve tutarlı tahminleri veren modeli belirleme testi olan Hausman testinin sonucu aşağıdaki çizelgelerde sırasıyla verilmiştir:

Çizelge 5.29 LÇ Testi (Model 2)

	LÇ	$\chi^2_{1,0.01}$	p		Sağlam		p		Karar
			değeri	Karar	LÇ	$\chi^2_{1,0.01}$	değeri	Karar	
Model 2	Mekansal Gecikme $H_0: \rho = 0$	37,485	6,64	0,000*	H_0 red	7,1237	6,64	0,008*	H_0 red
	Mekansal Hata $H_0: \lambda = 0$	35,636	6,64	0,000*	H_0 red	5,2742	6,64	0,022	H_0 kabul

Çizelge 5.29'da gösterildiği gibi LÇ testi sonucunda Mekansal Gecikme Modelinin (SAR) tahmin edilmesine karar verilmiştir ($p < 0,05$).

Çizelge 5.30 SAR SE ve RE Tahmini (Model 2)

Değişkenler	SAR SE	SAR RE
Uzun dönem işsizlik oranı	0,0294 (1,6149; 0,106)	0,0757* (4,6622; 0,000)
Alkol Kullanım Oranı	-0,2834* (-2,0884; 0,037)	-0,0582 (-0,4443; 0,657)
Doğum Oranı	-0,6803* (-3,4541; 0,001)	-0,2503 (-1,3751; 0,169)
Boşanma Oranı	0,9045* (2,1861; 0,029)	1,1873* (2,7445; 0,006)
Evlenme Oranı	-0,7854* (-2,9512; 0,003)	-0,4047 (-1,5346; 0,125)
İşgücüne Katılım Oranı (Kadın)	-0,2239* (-3,2087; 0,001)	0,1056* (2,4069; 0,016)
Enflasyon	0,0091 (0,4168; 0,676)	-0,0255 (-1,1137; 0,265)
W*İntihar Oranı (ρ)	0,4679* (9,1194; 0,000)	0,5939* (13,5168; 0,000)
teta		0,0854* (5,3069; 0,000)

(*) %5 anlamlılıkta

Parantez içindeki değerler sırasıyla t istatistiği ve p değerleridir.

Çizelge 5.30'un SAR SE sütununda gösterildiği gibi SE modeli tahmini sonucunda uzun dönem işsizlik oranı ve enflasyon değişkenleri istatistiksel olarak anlamsız çıkmıştır ($p > t$). İntihar oranını açıklamada alkol kullanım oranı, doğum oranı, boşanma oranı, evlenme oranı ve kadınların işgücüne katılım oranı değişkenleri etkilidir ($p \leq t$). Alkol kullanım oranı dışındaki bağımsız değişkenlerin işaretleri teorik olarak beklenildiği gibidir.

Çizelge 5.30'un SAR RE sütununda gösterildiği gibi RE modeli tahmini sonucunda alkol kullanım oranı, doğum oranı, evlenme oranı ve enflasyon değişkenleri istatistiksel olarak anlamsız çıkmıştır ($p > t$). İntihar oranını açıklamada uzun dönem işsizlik oranı, boşanma oranı ve kadınların işgücüne katılım oranı değişkenleri etkilidir ($p \leq t$). Kadınların işgücüne katılım oranı dışındaki bağımsız değişkenlerin işaretleri teorik olarak beklenildiği gibidir.

Çizelge 5.31 Hausman Testi (Model 2)

$H_0: E u_{it}/X_{it} = 0$	Test İstatistiği	sd	p değeri	Karar
Model 2	-29,7586	8	0,0002*	H_0 red

Çizelge 5.31’de gösterildiği gibi tutarlı tahmin sonuçlarını veren modelin tahminini belirlemek için yapılan Hausman testi sonucunda SE modelinin kullanılmasına karar verilmiştir ($p < 0,05$).

Model 3’ün tahmini

Çizelge 5.3’ün Model 3 başlıklı sütununda yer alan değişkenlerle oluşturulan model için ilk önce LÇ testi ile mekansal ilişkinin varlığı araştırılmıştır. Daha sonra mekansal gecikme modelinin SE, RE tahminleri ve tutarlı tahminleri veren modeli belirleme testi olan Hausman testinin sonucu aşağıdaki çizelgelerde sırasıyla verilmiştir:

		p				Sağlam			
		LÇ	$\chi^2_{1,0,01}$	değeri	Karar	LÇ	$\chi^2_{1,0,01}$	değeri	Karar
Model 3	Mekansal Gecikme $H_0: \rho = 0$	35,731	6,64	0,000*	H_0 red	19,1112	6,64	0,000*	H_0 red
	Mekansal Hata $H_0: \lambda = 0$	16,622	6,64	0,000*	H_0 red	0,0020	6,64	0,964	H_0 kabul

Çizelge 5.32’de gösterildiği gibi LÇ testi sonucunda Mekansal Gecikme Modelinin (SAR) tahmin edilmesine karar verilmiştir ($p < 0,05$).

Değişkenler	SAR SE	SAR RE
Uzun dönem işsizlik oranı	0,0180 (1,0794; 0,280)	0,0851* (5,3060; 0,000)
Alkol Kullanım Oranı	-0,2110 (-1,6729; 0,094)	0,1176 (0,9055; 0,365)
Doğum Oranı	-0,0397 (-0,2039; 0,838)	0,3276 (1,6266; 0,104)
Boşanma Oranı	1,0828* (2,8754; 0,004)	1,3081* (3,1549; 0,002)
Evlenme Oranı	-0,5611* (-2,2805; 0,023)	-0,1348 (-0,5212; 0,602)
İşgücüne Katılım Oranı (Kadın)	-0,0157 (-0,2202; 0,826)	0,3500* (5,8819; 0,000)
LogGSYİH	-8,5535* (-8,7035; 0,000)	-5,0776* (-5,6473; 0,000)
Enflasyon	-0,0918* (-3,8364; 0,000)	-0,1051* (-3,9393; 0,000)
W*İntihar Oranı (ρ)	0,1899*	0,5279*

Çizelge 5.33 (Devam) SAR SE ve RE Tahmini (Model 3)

	(3,0374; 0,002)	(11,4594; 0,000)
teta		0,0918*
		(5,3093; 0,000)

(*) %5 anlamlılıkta

Parantez içindeki değerler sırasıyla t istatistiği ve p değerleridir.

Çizelge 5.33'ün SAR SE sütununda gösterildiği gibi SE modeli tahmini sonucunda uzun dönem işsizlik oranı, alkol kullanım oranı, doğum oranı ve kadınların işgücüne katılım oranı değişkenleri istatistiksel olarak anlamsız çıkmıştır ($p > t$). İntihar oranını açıklamada boşanma oranı, evlenme oranı, GSYİH ve enflasyon değişkenleri etkilidir ($p \leq t$). Enflasyon dışındaki bağımsız değişkenlerin işaretleri teorik olarak beklenildiği gibidir.

Çizelge 5.33'ün SAR RE sütununda gösterildiği gibi RE modeli tahmini sonucunda alkol kullanım oranı, doğum oranı ve evlenme oranı değişkenleri istatistiksel olarak anlamsız çıkmıştır ($p > t$). İntihar oranını açıklamada uzun dönem işsizlik oranı, boşanma oranı, kadınların işgücüne katılım oranı, GSYİH ve enflasyon değişkenleri etkilidir ($p \leq t$). Kadınların işgücüne katılım oranı dışındaki bağımsız değişkenlerin işaretleri teorik olarak beklenildiği gibidir.

Çizelge 5.34 Hausman Testi (Model 3)

$H_0: E u_{it}/X_{it} = 0$	Test İstatistiği	sd	p değeri	Karar
Model 3	-132,7586	9	0,0000*	H_0 red

Çizelge 5.34'de gösterildiği gibi tutarlı tahmin sonuçlarını veren modelin tahminini belirlemek için yapılan Hausman testi sonucunda SE modelinin kullanılmasına karar verilmiştir ($p < 0,05$).

Model 4'ün tahmini

Çizelge 5.3'ün Model 4 başlıklı sütununda yer alan değişkenlerle oluşturulan model için ilk önce LÇ testi ile mekansal ilişkinin varlığı araştırılmıştır. Daha sonra mekansal gecikme modelinin SE, RE tahminleri ve tutarlı tahminleri veren modeli belirleme testi olan Hausman testinin sonucu aşağıdaki çizelgelerde sırasıyla verilmiştir:

Çizelge 5.35 LÇ Testi (Model 4)

		LÇ	$\chi^2_{1,0,01}$	p değeri	Karar	Sağlam LÇ	$\chi^2_{1,0,01}$	p değeri	Karar
Model 4	Mekansal Gecikme $H_0: \rho = 0$	35,473	6,64	0,000*	H_0 red	14,7752	6,64	0,000*	H_0 red
	Mekansal Hata $H_0: \lambda = 0$	21,366	6,64	0,000*	H_0 red	0,6682	6,64	0,414	H_0 kabul

Çizelge 5.35'te gösterildiği gibi LÇ testi sonucunda Mekansal Gecikme Modelinin (SAR) tahmin edilmesine karar verilmiştir ($p < 0,05$).

Çizelge 5.36 SAR SE ve RE Tahmini (Model 4)

Değişkenler	SAR SE	SAR RE
Alkol Kullanım Oranı	-0,2896* (-2,2562; 0,024)	0,0609 (0,4459; 0,656)
Doğum Oranı	-0,4004* (-2,3093; 0,021)	-0,2936 (-1,5483; 0,122)
Boşanma Oranı	1,1845* (3,0641; 0,002)	1,4066* (3,2133; 0,001)
Evlenme Oranı	-0,5602* (-2,2213; 0,026)	0,0320 (0,1174; 0,907)
İşgücüne Katılım Oranı (Kadın)	-0,1492* (-2,2945; 0,022)	0,2682* (4,9167; 0,000)
LogGSYİH	-6,8564* (-7,9295; 0,000)	-2,4206* (-3,1112; 0,002)
W*İntihar Oranı (ρ)	0,1929* (3,0641; 0,002)	0,6099* (14,1337; 0,000)
teta		0,0902* (5,3086; 0,000)

(*) %5 anlamlılıkta

Parantez içindeki değerler sırasıyla t istatistiği ve p değerleridir.

Çizelge 5.36'nın SAR SE sütununda gösterildiği gibi SE modeli tahmini sonucunda tüm bağımsız değişkenler istatistiksel olarak anlamlı bulunmuştur. İntihar oranını açıklamada alkol kullanım oranı, doğum oranı, boşanma oranı, evlenme oranı, kadınların işgücüne katılım oranı ve GSYİH değişkenleri etkilidir ($p \leq t$). Alkol kullanım oranı dışındaki bağımsız değişkenlerin işaretleri teorik olarak beklenildiği gibidir.

Çizelge 5.36'nın SAR RE sütununda gösterildiği gibi RE modeli tahmini sonucunda alkol kullanım oranı, doğum oranı ve evlenme oranı değişkenleri istatistiksel olarak anlamsız çıkmıştır ($p > t$). İntihar oranını açıklamada boşanma oranı, kadınların

işgücüne katılım oranı ve GSYİH değişkenleri etkilidir ($p \leq t$). Kadınların işgücüne katılım oranı dışındaki bağımsız değişkenlerin işaretleri teorik olarak beklenildiği gibidir.

Çizelge 5.37 Hausman Testi (Model 4)

$H_0: E u_{it}/X_{it} = 0$	Test İstatistiği	sd	p değeri	Karar
Model 4	-116,0995	7	0,0000*	H_0 red

Çizelge 5.37'de gösterildiği gibi tutarlı tahmin sonuçlarını veren modelin tahminini belirlemek için yapılan Hausman testi sonucunda SE modelinin kullanılmasına karar verilmiştir ($p < 0,05$).

Model 5'in tahmini

Çizelge 5.3'ün Model 5 başlıklı sütununda yer alan değişkenlerle oluşturulan model için ilk önce LÇ testi ile mekansal ilişkinin varlığı araştırılmıştır. Daha sonra mekansal gecikme modelinin SE, RE tahminleri ve tutarlı tahminleri veren modeli belirleme testi olan Hausman testinin sonucu aşağıdaki çizelgelerde sırasıyla verilmiştir:

Çizelge 5.38 LÇ Testi (Model 5)

		LÇ	$\chi^2_{1,0.01}$	p değeri	Karar	Sağlam LÇ	$\chi^2_{1,0.01}$	p değeri	Karar
Model 5	Mekansal Gecikme $H_0: \rho = 0$	34,756	6,64	0,000*	H_0 red	7,1512	6,64	0,007*	H_0 red
	Mekansal Hata $H_0: \lambda = 0$	31,911	6,64	0,000*	H_0 red	4,3060	6,64	0,038	H_0 red

Çizelge 5.38'de gösterildiği gibi LÇ testi sonucunda Mekansal Gecikme Modelinin (SAR) tahmin edilmesine karar verilmiştir ($p < 0,05$).

Çizelge 5.39 SAR SE ve RE Tahmini (Model 5)

Değişkenler	SAR SE	SAR RE
Alkol Kullanım Oranı	-0,3066* (-2,2477; 0,025)	-0,0302 (-0,2254; 0,822)
Doğum Oranı	-0,8137* (-4,4638; 0,000)	-0,4479* (-2,4803; 0,013)
Boşanma Oranı	0,8974* (2,1580; 0,031)	1,1639* (2,6445; 0,008)
Evlenme Oranı	-0,8164* (-3,0472; 0,002)	-0,2748 (-1,0258; 0,305)
İşgücüne Katılım Oranı (Kadın)	-0,2574*	0,1565*

Çizelge 5.40 (Devam) SAR SE ve RE Tahmini (Model 5)

	(-3,7883; 0,000)	(3,6460; 0,000)
Enflasyon	0,0106	-0,0396
	(0,4825; 0,629)	(-1,6899; 0,091)
W*İntihar Oranı (ρ)	0,4609*	0,6479
	(8,9227; 0,000)	(15,8461; 0,000)
teta		0,0833*
		(5,3061; 0,000)

(*) %5 anlamlılıkta

Parantez içindeki değerler sırasıyla t istatistiği ve p değerleridir.

Çizelge 5.39'un SAR SE sütununda gösterildiği gibi SE modeli tahmini sonucunda enflasyon değişkeni istatistiksel olarak anlamsız çıkmıştır ($p > t$). İntihar oranını açıklamada alkol kullanım oranı, doğum oranı, boşanma oranı, evlenme oranı ve kadınların işgücüne katılım oranı değişkenleri etkilidir ($p \leq t$). Alkol kullanım oranı dışındaki bağımsız değişkenlerin işaretleri teorik olarak beklenildiği gibidir.

Çizelge 5.39'un SAR RE sütununda gösterildiği gibi RE modeli tahmini sonucunda alkol kullanım oranı, evlenme oranı, enflasyon ve mekansal gecikme terimi değişkenleri istatistiksel olarak anlamsız çıkmıştır ($p > t$). İntihar oranını açıklamada doğum oranı, boşanma oranı ve kadınların işgücüne katılım oranı değişkenleri etkilidir ($p \leq t$). Kadınların işgücüne katılım oranı dışındaki bağımsız değişkenlerin işaretleri teorik olarak beklenildiği gibidir.

Çizelge 5.41 Hausman Testi (Model 5)

$H_0: E u_{it}/X_{it} = 0$	Test İstatistiği	sd	p değeri	Karar
Model 5	-58,4489	7	0,0000*	H_0 red

Çizelge 5.40'ta gösterildiği gibi tutarlı tahmin sonuçlarını veren modelin tahminini belirlemek için yapılan Hausman testi sonucunda SE modelinin kullanılmasına karar verilmiştir ($p < 0,05$).

Model 6'nın tahmini

Çizelge 5.3'ün Model 1 başlıklı sütununda yer alan değişkenlerle oluşturulan model için ilk önce LÇ testi ile mekansal ilişkinin varlığı araştırılmıştır. Daha sonra mekansal gecikme modelinin SE, RE tahminleri ve tutarlı tahminleri veren modeli belirleme testi olan Hausman testinin sonucu aşağıdaki çizelgelerde sırasıyla verilmiştir:

Çizelge 5.42 LÇ Testi (Model 6)

		LÇ	$\chi^2_{1,0,01}$	p değeri	Karar	Sağlam LÇ	$\chi^2_{1,0,01}$	p değeri	Karar
Model 6	Mekansal Gecikme $H_0: \rho = 0$	38,434	6,64	0,000*	H_0 red	17,3085	6,64	0,008*	H_0 red
	Mekansal Hata $H_0: \lambda = 0$	21,506	6,64	0,000*	H_0 red	0,3805	6,64	0,537	H_0 kabul

Çizelge 5.41'de gösterildiği gibi LÇ testi sonucunda Mekansal Gecikme Modelinin (SAR) tahmin edilmesine karar verilmiştir ($p < 0,05$).

Çizelge 5.43 SAR SE ve RE Tahmini (Model 6)

Değişkenler	SAR SE	SAR RE
Alkol Kullanım Oranı	-0,2186 (-1,7319; 0,083)	0,1316 (0,9403; 0,327)
Doğum Oranı	-0,1111 (0,5475; 0,548)	0,0528 (0,2603; 0,795)
Boşanma Oranı	1,0809* (2,8660; 0,004)	1,2656* (2,9675; 0,003)
Evlenme Oranı	-0,5709* (-2,3169; 0,021)	-0,0160 (-0,0604; 0,952)
İşgücüne Katılım Oranı (Kadın)	-0,0305 (-0,4341; 0,664)	0,3782* (6,3029; 0,000)
LogGSYİH	-8,6001* (-8,7345; 0,000)	-4,5340* (-4,9373; 0,000)
Enflasyon	-0,0927* (-3,8631; 0,000)	-0,1127* (-4,1007; 0,000)
W*İntihar Oranı (ρ)	0,1929* (3,0933; 0,002)	0,6039* (14,1912; 0,000)
teta		0,0885* (5,3079; 0,000)

(*) %5 anlamlılıkta
Parantez içindeki değerler sırasıyla t istatistiği ve p değerleridir.

Çizelge 5.42'nin SAR SE sütununda gösterildiği gibi SE modeli tahmini sonucunda alkol kullanım oranı, doğum oranı ve kadınların işgücüne katılım oranı değişkeni istatistiksel olarak anlamsız çıkmıştır ($p > t$). İntihar oranını açıklamada boşanma oranı, evlenme oranı, GSYİH ve enflasyon değişkenleri etkilidir ($p \leq t$). Enflasyon dışındaki bağımsız değişkenlerin işaretleri teorik olarak beklenildiği gibidir.

Çizelge 5.42'nin SAR RE sütununda gösterildiği gibi RE modeli tahmini sonucunda alkol kullanım oranı, doğum oranı ve evlenme oranı değişkenleri istatistiksel olarak anlamsız çıkmıştır ($p > t$). İntihar oranını açıklamada boşanma oranı, kadınların işgücüne katılım oranı, GSYİH ve enflasyon değişkenleri etkilidir ($p \leq t$). Kadınların işgücüne katılım oranı ve enflasyon dışındaki bağımsız değişkenlerin işaretleri teorik olarak beklenildiği gibidir.

Çizelge 5.44 Hausman Testi (Model 6)

$H_0: E u_{it}/X_{it} = 0$	Test İstatistiği	sd	p değeri	Karar
Model 6	-109,2505	8	0,0000*	H_0 red

Çizelge 5.43'te gösterildiği gibi tutarlı tahmin sonuçlarını veren modelin tahminini belirlemek için yapılan Hausman testi sonucunda SE modelinin kullanılmasına karar verilmiştir ($p < 0,05$).

Tahmin edilen 6 modelde istatistiksel olarak anlamlı bulunan değişkenler ve modellerin belirtme katsayıları Çizelge 5.44'te özetlenmiştir:

Çizelge 5.45 Özet Sonuçlar

	Model 1 (SE)	Model 2 (RE)	Model 3 (SE)	Model 4 (SE)	Model 5 (SE)	Model 6 (SE)
Bağımlı Değişken	İO	İO	İO	İO	İO	İO
Bağımsız Değişkenler						
	AKO	AKO		AKO	AKO	
		DO		DO	DO	
	BO	BO	BO	BO	BO	BO
	EO	EO	EO	EO	EO	EO
		İKO		İKO	İKO	
	LogGSYİH		LogGSYİH	LogGSYİH		LogGSYİH
			E			E
R^2	0,9656	0,9610	0,9673	0,9654	0,9606	0,9671

1, 2 ve 3 numaralı modellerin hiçbirinde uzun dönem işsizlik oranı değişkeninin intihar oranı üzerinde istatistiksel olarak anlamlı bir etkisi bulunmadığından bu değişken çıkartılarak 4, 5 ve 6 numaralı modellerin tahminleri elde edilmiştir. Yapılan model tahmin denemeleri sonucunda en iyi model olarak Model 4 saptanmıştır. Çizelge 5.44'te görüldüğü gibi modele mekansal etkilerin dahil edilmesi R^2 belirtme katsayılarında belirgin bir artışa neden olmuştur.

En iyi model araştırması geriye doğru çıkarma yöntemi ile de yapılmış bu denemeler sonucunda boşanma oranı, evlenme oranı, GSYİH ve enflasyon oranı değişkenlerinin olduğu model en iyi olarak bulunmuştur. Ancak GSYİH ve enflasyon değişkenleri iktisadi olarak ilişkili olduğundan Çizelge 5.44'te gösterilen Model 4'te

karar kılınmıştır. Model 4'ün VIF katsayıları ve artık değerleri incelenmiş, çoklu bağlantı olmadığı ve ihmal edilebilir bir değişen varyans sorunu olduğu görülmüştür.

Geriye doğru çıkarma yöntemi, VIF katsayıları ve artık grafiği ile ilgili sonuçlar Ek 4'te verilmiştir.

5.3.3 Modellerin Karşılaştırılması

Bu bölümde mekansal etkilerin olmadığı durumda tahmin edilen en iyi model (Model 7) ile mekansal etkilerin olduğu durumda tahmin edilen en iyi model (Model 4) karşılaştırılarak iki model tahminleri arasındaki farklılıklar incelenmiştir. Ayrıca Model 4'ün, mekansal etkilerin olduğu ve olmadığı durumlardaki tahminleri de karşılaştırılmıştır. Özet tahmin sonuçları Çizelge 5.45'te verilmiştir.

Çizelge 5.46 Model Tahmin Sonuçları

Değişkenler	SE	SAR SE	SE
	Model 7	Model 4	Model 4
Sabit	68,72 (18,10; 0,000)	–	69,25 (18,29; 0,000)
Alkol Kullanım Oranı	-0,0405 (-2,93; 0,004)	-0,2896* (-2,25)	-0,3706 (-1,95; 0,052)
Doğum Oranı	–	-0,4004* (-2,31)	1,2015 (2,86; 0,005)
Boşanma Oranı	1,2883 (3,06; 0,002)	1,1845* (3,06)	1,2015 (2,86; 0,005)
Evlenme Oranı	-0,6902 (-2,52; 0,012)	-0,5602* (-2,22)	-0,6315 (-2,31; 0,022)
İşgücü Katılım Oranı (Kadın)	-0,1984 (-2,82; 0,005)	-0,1492* (-2,29)	-0,1779 (-2,52; 0,012)
LogGSYİH	-9,0644 (-12,48; 0,000)	-6,8564* (-7,93)	-8,5904 (-11,27; 0,000)
Enflasyon Oranı	–	–	–
W*İntihar Oranı (ρ)	–	0,1929* (3,06)	
R^2	0,0842	0,9654	0,1263

(*) %5 anlamlılıkta
Parantez içindeki değerler sırasıyla t istatistiği ve p değerleridir.

Çizelge 5.45'in ilk sütununda görüldüğü gibi klasik sabit etkiler (Model 7) tahmini sonucu modeldeki tüm bağımsız değişkenler istatistiksel olarak anlamlı bulunmuştur. Çizelge 5.45'in ikinci sütununda görülen mekansal sabit etkilerin dahil

edildiği Model 4'ten elde edilen sonuçlarda ise Model 7 tahmininde istatistiksel olarak anlamsız bulunan doğum oranı değişkeni bu model için anlamlı olarak belirlenmiştir. Model 4'ün mekansal etkilerin dahil edildiği (Çizelge 5.45, ikinci sütun) ve edilmediği (Çizelge 5.45, üçüncü sütun) tahminleri karşılaştırıldığında mekansal etkilerin sözkonusu olduğu modeldeki tahminlerin mutlak değerce diğerine göre daha küçük olduğu görülmektedir. Model belirtme katsayılarında ise mekansal etkilerin söz konusu olduğu model daha yüksek belirtme katsayısına sahiptir. Mekansal etkilerin olduğu modeldeki bağımsız değişkenler, bağımlı değişkeni daha iyi açıklamaktadır.

5.3.4 Bulgular

Model denemeleri sonunda (Model 1-3) uzun dönem işsizlik oranı değişkeninin istatistiksel olarak anlamsız olduğuna karar verilmiş, bu değişken çıkartılarak model (Model 4-7) tekrar tahmin edilmiştir. Mekansal etkilerin söz konusu olduğu modellerin tahmininden önce mekansal etkilerin varlığı alt bölüm 4.4.1'de bahsedilen LÇ testleri ile sınanmıştır. Bu testin sonucunda mekansal etkilerin modele mekansal gecikme olarak mı yoksa mekansal hata olarak mı dahil edileceği belirlenmiştir. Yapılan tüm testlerde ülkeler arasında mekansal etkileşim olduğu ve bu etkileşimin türünün mekansal gecikme olduğu yönünde karar verilmiştir ($p_{sağlam} < 0,05$). Sonuç olarak bir ülkedeki bağımlı değişken değerinin bu ülkeye komşu olan ülkelerdeki bağımlı değişken değerinden etkilendiği söylenilir. Yani komşu ülkelerdeki intihar oranları arasında etkileşim vardır.

Her bir model tahmini gözlenemeyen değişkenlerin modeldeki etkilerini gösteren sabit ve rastsal etkiler dahil edilerek elde edilmiştir. Daha sonra bu sabit ve rastsal etkiler modellerinden hangisinin tutarlı tahminleri verdiği Hausman testi ile sınanmıştır. Hausman testi sonucunda, mekansal etkilerin dahil edilmediği Model 2 dışında tüm modeller için sabit etkiler modelin tahmin edilmesine karar verilmiştir.

Tahminler sonucunda dikkat çekici bir sonuca Model 5 tahmininde rastlanılmıştır. Bu model tahmininde değişkenlerin anlamlılığına ve belirtme katsayılarına bakıldığında RE modeli iyi çıkmakta ancak Hausman testi SE modelinin kullanımını önermektedir. Hausman testi yansız ve tutarlı tahminleri veren modelin seçimine yönelik bir test olduğundan modelin anlamlılığı ve belirtme katsayısına rağmen SE etkili modelin tahmini gözönüne alınmıştır.

Model denemeleri geriye doğru çıkarma yöntemi ile de denemeler yapılmış bu denemeler sonunda mekansal etkilerin dahil edilmediği modelde alkol kullanım oranı, boşanma oranı, evlenme oranı, GSYİH ve enflasyon oranı değişkenlerinin

olduđu model, mekansal etkilerin dahil edildiđi modelde ise boşanma oranı, evlenme oranı, GSYİH ve enflasyon oranı deđişkenlerinin olduđu model en iyi olarak bulunmuştur. Ancak GSYİH ve enflasyon deđişkenleri iktisadi olarak iliřkili olduđundan mekansal etkiler olmayan Model 7 ile mekansal etkiler olmayan Model 4'te karar kılınmıştır

Çizelge 5.45'te de görüldüđü gibi mekansal etkilerin dahil edildiđi model (Model 4) en iyi model olarak bulunmuştur. Model 4, mekansal etkilerin gözardı edildiđi tahminiyle karşılaştırıldıđında mekansal etkilerin olduđu modelin tahmin sonuçlarının mutlak deđerce daha küçük olduđu ve belirtme katsayısının oldukça yüksek olduđu görülmektedir. Bu sonuç beklenildiđi gibidir. Çünkü mekansal etkilerin dahil edilmediđi durumda elde edilen tahminler yanlı ve tutarsız olmaktadır. Mekansal etkilerin dahil edilmesi bu anlamda daha iyi sonuç vermektedir. Ayrıca modele ihmal edilen bir deđişken (mekansal etkiler) eklendiđinden belirtme katsayısının artması da olađandır.

Elde edilen modellerdeki alkol tüketim oranı dıřındaki tüm bađımsız deđişken katsayılarının işaretleri teorik beklentileri karşılamıştır. Model 4'te modele dahil edilen intihar oranları üzerinde etkili olduđu düşünölen tüm bađımsız deđişkenler anlamlı bulunmuştur.

Model tahmin edilmeden önceki beklentimiz, alkol kullanım oranı ile intihar oranı arasındaki iliřkinin pozitif olduđu yönündedir. Ancak tahmin sonucunda bu iliřkinin negatif yönde olduđu görölmüştür. Yani bir ölkedeki alkol tüketimi arttıkça intihar oranının düřtüđü görölmektedir. Bu iliřki, alkol kullanımının bađımlılık olmasının yanısıra sosyalleřme aracı olarak da görölmeleri yönünde yorumlanabilir. İnsanlar gün iđerisindeki streslerini, hayata dair sıkıntılarını sosyalleřerek giderebilirler. Alkol, fiziksel rahatlamanın yanısıra insanların arkadaşları ile dertleřirken psikolojik rahatlama için de kullanılabilir.

Dođum ve evlenme oranları ile intihar oranı arasında ters yönlü bir iliřki bulunmuştur. Bir ölkedeki dođum oranı ve evlilik oranı arttıkça intihar oranının düřtüđü görölmektedir. Toplum iđerisinde aile kurmuş bir bireyin sorumlulukları yalnız bir bireye göre daha fazladır. Bu sorumluluklar, bireyin hayata bađlılıđını arttırıcı bir etkidir. Hayata bađlılıđı olan bir bireyin intihara daha az eđilimli olması beklenmektedir. Aynı řekilde bireyin yalnızlıđını paylařacađı bir hayat arkadaşının bulunması ve hayata anlam katan çocuklarının olması o bireyin ruhsal durumunu olumlu yönde etkilemektedir. Bu bađlamda dođum ve evlenme oranı deđişkenlerinin intihar oranı üzerinde negatif etkisinin bulunması anlamlıdır.

Doğum ve evlenme oranlarının tersine boşanma oranı intihar oranını pozitif yönde etkilemektedir. Toplum içerisinde yalnız bir birey olmak bireyin stresini arttıran ve psikolojisini bozan bir etkidir. Yalnız bir birey depresif olmaya daha meyillidir. Bu nedenle bir ülkedeki boşanma oranı arttıkça intihar oranının da artma eğiliminde olması anlamlı bir sonuçtur.

Kadınların işgücüne katılımı, önemli sosyal ve ekonomik faydalar yaratmakta ve aile bütçesine yardım açısından faydalı olmaktadır. Uluslararası çalışmalar, kadınlar ile erkekler arasında ekonomik eşitliğin sağlanmasının ülkenin yoksulluğunu azaltacak faktörlerden biri olduğunu belirtmektedir. Ayrıca bu çalışmalar, bir ülkedeki bir yıl içinde üretilen toplam mal ve hizmetlerin belli bir para birimi karşılığındaki değerinin toplamı olan GSYİH'nin daha yüksek elde edilmesine neden olacağını göstermektedir (Dünya Bankası, 2001; Klassen, 1999). GSYİH'nin artması ise ülkedeki bireylerin refah seviyesini arttıracaktır. Bu anlamda model tahmini sonucunda kadınların işgücüne katılım oranı ve GSYİH'nin intihar oranları üzerinde negatif etkili olarak bulunması anlamlıdır. Bir ülkedeki kadınların işgücüne katılımları ve ülkenin GSYİH'nin artması o ülkenin intihar oranlarını düşürmektedir.

Mekansal gecikme sabit etkiler modeli olan Model 5 tahmininde, GSYİH değişkeni yerine enflasyon değişkeni kullanılarak tahmin edilmiştir. Kişi başına alkol tüketim oranı, doğum oranı, boşanma oranı, evlenme oranı, işgücüne katılım oranı yine anlamlı çıkmış ancak bu kez enflasyon değişkeni intihar oranını açıklamada istatistiksel olarak anlamsız bulunmuştur. İktisat literatüründeki Philips eğrisine göre enflasyon ile uzun dönem işsizlik oranı arasında negatif yönlü bir ilişki vardır. Yani bu teoriye göre enflasyon arttıkça kısa dönemde ülkenin uzun dönem işsizlik oranı oranı düşmektedir. Dolayısıyla bir ülkedeki enflasyonun yüksek olması o ülkenin bireyleri için bir anlamda gelir kaynağı olabilmektedir. Model 4 ve mekansal etkilerin olmadığı Model 7 tahminleri sonucunda GSYİH etkisi intihar oranları üzerinde anlamlı bulunurken enflasyonun anlamsız olması bireylerin refah seviyesinin psikolojileri üzerinde daha etkili olduğu şeklinde yorumlanabilir. Bu anlamda da Model 4 en iyi model olarak kabul edilir.

Modelde ek bir bağımsız değişken olarak dahil edilen mekansal gecikme terimi de anlamlı olarak bulunmuştur. Bu sonuç beklenildiği gibidir. LÇ testi sonucunda mekanlar arasında ilişki olduğu ve bu ilişkinin mekansal gecikme yönünde olduğuna karar verilmişti. Mekansal gecikme teriminin model içinde anlamlı bulunması bu kararı destekler niteliktedir. Bir ülkede gözlenen intihar oranı komşu ülke(/ler)de gözlenen intihar oranlarını etkilemektedir. Ülkeler arasında intihar oranlarına göre mekansal etkileşim olduğu söylenir. Örneğin Avusturya'daki intihar oranı

Avusturya'nın komşuları Çek Cumhuriyeti, Almanya, Macaristan, İtalya, Slovakya, Slovenya ve İsviçre'nin intihar oranlarından etkilenmektedir.

İntihar oranlarına göre mekansal etkileşim Türkiye açısından incelendiğinde ise Türkiye'deki intihar oranlarının komşuları Bulgaristan ve Yunanistan'daki intihar oranlarından etkilendiği görülmektedir. Bu da Tobler (1979)'in "yakın olan şeylerin uzaktakilere göre daha çok ilişkili olduğunu" söyleyen birinci kuralını gerçeklemektedir. Yakın coğrafyada olan ülkeler sosyo-kültürel açıdan birbirine benzer olabilmektedirler. Ayrıca ekonomik olarak da bu ülkelerin birbirinden etkilenebileceği söylenebilir. Bu nedenle modele dahil edilen uzun dönem işsizlik oranı, alkol kullanım oranı, doğum oranı, boşanma oranı, evlenme oranı, kadınların işgücüne katılım oranı, GSYİH ve enflasyon değişkenleri bir ülkedeki intihar oranını açıklarken aynı zamanda bu intihar oranı mekansal ilişkiden dolayı komşu ülkelerdeki intihar oranlarından da etkilenmektedir. Türkiye ile komşuları Bulgaristan ve Yunanistan arasındaki intihar oranı değişkenine göre mekansal etkileşimi bu şekilde yorumlanabilir.

6. SONUÇ

Mekansal ekonometri, ekonometrik yöntemlerle mekansal etkileri birleştiren bir disiplindir. Veriler mekanlara göre (ülke, il, şehir, vb.) derlendiğinde mekanlar arasında ve mekanların konumlarına göre ortaya çıkan mekansal etkiler, mekansal bağımlılık ve mekansal değişkenlik olarak gruplanabilir. Mekansal etkilerin analizi için ilk akla gelen klasik regresyon analizi olmakla birlikte, klasik regresyon analizi ile elde edilen tahminler yanlı ve tutarsızdır. Bu nedenle yansız ve tutarlı tahminler elde edilmesine imkan sağlayan mekansal etkileri içeren tahmin yöntemlerine başvurulması gerekmektedir.

Bu çalışmada ilk önce mekansal bağımlılık ve mekansal değişkenlik olarak ortaya çıkan mekansal etkiler kavramları açıklanmış, mekanlar arasındaki komşuluk ilişkisini gösteren mekansal ağırlık matrisi tanımlanmıştır. Daha sonra yatay kesit verisi için mekansal gecikme ve mekansal hata modellerinin tahmin yöntemleri üzerinde durulmuştur.

Tahmin yöntemleri yatay kesit verisi yanında verilerin yatay kesit ve zaman serisinin biraraya getirilmesinden elde edilen panel veri için de incelenmiştir. Mekansal etkilerin bulunduğu panel veri modellerine geçmeden önce panel veri kümesi tanımlanmış, gözlenemeyen etkilerin sözkonusu olduğu sabit ve rastsal etkili modeller açıklanmıştır. Panel veri modellerinin ardından mekansal etkilerin modele dahil edildiği panel veri modellerinin tahmin yöntemleri ve belirlenme testleri incelenerek bu tahmin yöntemleri ve belirlenme testlerinin uygulamasını göstermek için Avrupa Ülkeleri'ndeki intihar oranları ve bu oranları etkileyen etmenlerden oluşan veri kümesi üzerinde çalışılmıştır. Bağımlı değişken olarak intihar oranı, bağımsız değişkenler olarak; uzun dönem işsizlik oranı, alkol kullanım oranı, doğum oranı, boşanma oranı, evlenme oranı, kadınların işgücüne katılım oranı, GSYİH ve enflasyon değişkenleri alınmıştır. Bu değişkenler sosyoloji alanındaki önemli isimlerden Durkheim (1897)'in çalışması esas alınarak belirlenmiştir.

Analiz aşamasından önce veriler incelenerek eksik gözlemler EM algoritması ile tamamlanmıştır. Ülkeler arasındaki komşuluk ilişkilerini gösteren mekansal ağırlık matrisinin sınır komşuluklarına göre belirlenmesinin ardından mekansal etkilerin

varlığı Lagrange Çarpanı testi ile araştırılmıştır. Test sonucunda bir ülkedeki intihar oranının, komşu ülkedeki intihar oranına bağlı olduğunu gösteren mekansal gecikme yönünde bir etkileşim olduğuna karar verilmiştir.

Bu sürecin ardından gözlenemeyen etkilerin modelde yer alırlarına göre panel veri için sabit ve rastsal etkiler modelleri mekansallığın modele katıldığı ve katılmadığı durumlarda tahmin edilmiştir. Hausman testi ile sabit ve rastsal modellerden hangisinin geçerli olduğu sınanmıştır. Bu aşamada mekansal etkilerin bulunmadığı ve alkol kullanım oranı, doğum oranı, boşanma oranı, evlenme oranı, kadınların işgücüne katılım oranı, enflasyon oranı bağımsız değişkenlerinden oluşan Model 5'in tahmininde elde edilen sonuç dikkat çekicidir. Hausman testine bakılmaksızın değişkenlerin anlamlılığına ve belirtme katsayısına göre Model 5'in rastsal etkili tahminine karar verilmesi olasıdır. Böyle bir karar yansız ve tutarlı olmayan tahminler elde etmeye yol açacaktır. Hausman testi sonucunda sabit etkiler modelinin tahminine karar verilmiş dolayısıyla yansız ve tutarlı tahminler veren model seçilmiştir.

Tahmin edilen modellerden panel veri için en iyi olan model ile mekansal panel veri için en iyi olan modeller belirlenmiş ve bu modeller karşılaştırılmıştır. Karşılaştırma sonucunda en iyi modelin doğum oranı, boşanma oranı, evlenme oranı, kadınların işgücüne katılım oranı ve GSYİH değişkenleri ile mekansal sabit etkiler modeli (Model 4) olduğu belirlenmiştir. Bu model, mekansal etkilerin gözardı edildiği tahmini ile de karşılaştırılmış, mekansal etkili modelden elde edilen tahmin sonuçları diğerine göre mutlak değerce daha küçük bulunmuştur. Mekansal etkilerin bulunmadığı durumda elde edilen tahminlerin yanlı ve tutarsız oldukları bilindiğinden bu beklenen bir sonuçtur. Modele ihmal edilen değişken (mekansal etki) eklendiğinden mekansal etkili modelin belirtme katsayısı mekansal etkinin bulunmadığı modelin belirtme katsayısından daha yüksektir. Mekansal etkiler parametre tahminlerini ve model anlamlılığını önemli bir şekilde etkilemektedir. Elde edilen bulgular bu etkilerin modele dahil edilmesi gerektiğini göstermektedir.

Mekansal etkili en iyi modele göre doğum oranı, evlenme oranı, kadınların işgücüne katılım oranı ve GSYİH; intihar oranı üzerinde negatif yönde (artıkça azalan) etkili, boşanma oranı ise pozitif yönde etkili (artıkça artan) bulunmuştur. Tahmin sonucunda teorik beklentinin tersi yönde elde edilen iki değişken (uzun dönem işsizlik oranı ve alkol kullanım oranı) vardır. İşsizlik değişkeninin intihar oranını pozitif yönde etkilemesi beklenirken bu değişken tüm modellerde istatistiksel açıdan önemli bulunmamıştır. Alkol kullanım oranının ise intihar oranı üzerinde pozitif yönde

etkili olması beklenirken negatif yönde etkili çıkmıştır. Yani bir ülkedeki alkol tüketim oranı arttıkça intihar oranı düşmektedir.

Mekansal gecikme terimi modelde ek bir değişken olarak bulunmakta ve intihar oranının mekanlar arasındaki komşuluk ilişkisine göre ağırlıklı ortalamasını vermektedir. Bu değişkenin anlamlı bulunması bir ülkedeki intihar oranının komşu ülkelerdeki intihar oranları ile etkileşim halinde olduğunu göstermektedir. Buna göre Türkiye’de gözlenen intihar oranı, sınır komşuları olan Bulgaristan ve Yunanistan’daki intihar oranı verisinden etkilenmektedir. Bu etkileşim, Tobler (1979)’in “yakın olan şeylerin uzaktakilere göre daha çok ilişkili olduğunu” söyleyen birinci kuralını doğrulamaktadır.

Verilerin mekanlara göre derlendiği durumda tercih edilen yöntem olan mekansal ekonometri uygulama alanında son dönemlerde yaygın olarak kullanılmaktadır. Bu çalışmada panel veri için mekansal ekonometrik yöntemlerin uygulanabilirliği örneklendirilmiştir. İlerleyen aşamalarda bu konudaki gelişmeler olacaktır. Bu alanda çalışmalara devam edilmesi önerilmektedir.

KAYNAKLAR

- Anselin, L.**, 1980. Estimation Methods For Spatial Autoregressive Structures. Regional Science Dissertation and Monograph Series, **8**, Field of Regional Science, Cornell University, Ithaca, N.Y.
- Anselin, L.**, 1987a. Model Validation in Spatial Econometrics: A Review And Evaluation of Alternative Approaches, *International Regional Science Review*, **11**, 279-316.
- Anselin, L.**, 1988a. Spatial econometrics: Methods and models. Kluwer, Dordrecht
- Anselin, L.**, 1988b. Model Validation in Spatial Econometrics: A Review and Evaluation of Alternative Approaches, *International Regional Science Review*, **11**, 279-316.
- Anselin, L.**, 1988c. Lagrange Multiplier Test Diagnostics For Spatial Dependence and Spatial Heterogeneity, *Geographical Analysis*, **20**, 1-17.
- Anselin, L.**, 1989a. Quantitative Methods in Regional Science: Perspectives on Research Directions, Paper Presented at-a Plenary Session of the Third World Congress of the Regional Science Association, April 2-7, Jerusalem, Israel.
- Anselin, L.**, 2001b. Spatial econometrics. In Baltagi, B., editor, *A Companion to Theoretical Econometrics*, pages 310–330. Blackwell, Oxford.
- Anselin, L.**, 2002. Under The Hood: Issues in The Specification and Interpretation of Spatial Regression Models, *Agricultural Economics*, **27(3)**:247–267.
- Anselin, L.**, 2003a. Spatial Externalities. *International Regional Science Review*, **26(2)**:147–152.
- Anselin, L.**, 2003b. Spatial Externalities, Spatial Multipliers and Spatial Econometrics. *International Regional Science Review*, **26(2)**:153–166.

- Anselin, L.**, 2005. Exploring Spatial Data with GeoDa: A Workbook
<https://www.geoda.uiuc.edu/documentation.php#manuals>
- Anselin, L.**, 2010. Thirty Years of Spatial Econometrics, Papers in Regional Science, Wiley Blackwell, Vol. **89(1)**, pages 3-25, 03.
- Anselin, L. and Bera, A.**, 1998. Spatial Dependence in Linear Regression Models with An Introduction to Spatial Econometrics. In Ullah, A. and Giles, D. E., editors, Handbook of Applied Economic Statistics, pages 237–289. Marcel Dekker, New York.
- Anselin L, Bera, AK., Florax, R., Yoon, M.J.**, 1996. Simple diagnostic tests for spatial dependence. Regional Science and Urban Economics **26(1)**:77-104
- Anselin, L. and Florax, R. J.**, 1995. New Directions in Spatial Econometrics. Springer-Verlag, Berlin.
- Anselin, L., Florax, R. J., and Rey, S. J.**, 2004a. Advances in Spatial Econometrics. Methodology, Tools and Applications. Springer-Verlag, Berlin.
- Anselin, L. and Griffith, D.A.**, 1988. "Do Spatial Effects Really Matter in Regression Analysis?" Papers, Regional Science Association, **65**, 11-34.
- Anselin, L. and Hudak, S.**, 1992. "Spatial econometrics in practice : A review of software options," Regional Science and Urban Economics, Elsevier, Vol. **22(3)**, pages 509-536, September.
- Anselin, L., Le Gallo, J. and Jayet, H.**, 2008. "Spatial Panel Econometrics." The Econometrics of Panel Data, Fundamentals and Recent Developments in Theory and Practice. L. Matyas and P. Sevestre, eds. 3rd ed. Berlin, Heidelberg, Germany: Springer-Verlag, pp. 624–60.
- Anselin L, Le Gallo J., Jayet H.**, 2006. Spatial panel econometrics. In: Matyas L, Sevestre P. (eds) The econometrics of panel data, fundamentals and recent developments in theory and practice, 3rd edn. Kluwer, Dordrecht, pp 901-969
- Anselin, L. and Arribas-Bel, D.**, 2011, Spatial fixed effects and spatial dependence, working paper,
https://geodacenter.asu.edu/drupal_files/Anselin_ArribasBel_2011.pdf

- Arora, S. and Brown, M.**, 1977. Alternative approaches to spatial autocorrelation: an improvement over current practice, *International Regional Science Review*, **2**, 67-78.
- Bahrenberg, G., Fischer, M. and Nijkamp, P.**, 1984. *Recent developments in spatial data analysis: methodology, measurement, models*, Aldershot: Gower.
- Baltagi, B. H.**, 2001. *Econometric analysis of panel data*. 2d ed. Chichester, UK: Wiley.
- Baltagi, B.H.**, 2005. *Econometric analysis of panel data*, 3rd edn. Wiley, Chichester
- Baltagi, B.H.**, 2006. Random effects and spatial autocorrelation with equal weights. *Econometric Theory* **22(5)**:973-984.
- Baltagi, B.H.**, 2008. *Econometric Analysis of Panel Data*. 4th ed. New York: Wiley.
- Baltagi, B. H.**, 2010. Spatial Panels. *Handbook of Empirical Economics and Finance*. 433–452.
- Baltagi, B., Egger, P. and Pfafmayr, M.**, 2007a. 'Estimating Models of Complex FDI: Are There Third-Country Effects? *Journal of Econometrics*, **140**, 260–81.
- Baltagi, B., Egger, P. and Pfafmayr, M.**, 2009. "A Generalized Spatial Panel Data Model with Random Effects." CPR Working paper series.
- Baltagi, B., Kelejian, H. and Prucha, I.**, 2007b. "Analysis of Spatially Dependent Data." *Journal of Econometrics* **140**:1–4.
- Baltagi, B., and Liu, L.**, 2008. "Testing for Random Effects and Spatial Lag Dependence in Panel Data Models." *Statistics & Probability Letters* **78**:3304–306.
- Baltagi, B., Song, S., and Koh, W.**, 2003. "Testing Panel Data Regression Models with Spatial Error Correlation." *Journal of Econometrics* **117**:123–50.
- Baltagi, B.H., Song, S.H., Jung, B.C., Koh, W.**, 2007. Testing for serial correlation, spatial autocorrelation and random effects using panel data. *Journal of Econometrics* **140(1)**:5-51

- Baltagi, B., Song, S., and Koh, W.**, 2007c. "Testing for Serial Correlation, Spatial Autocorrelation and Random Effects Using Panel Data." *Journal of Econometrics* **140**,1:5–51.
- Baltagi, B. H., Song, S. H., and Kwon, J. H.**, 2009. Testing for heteroskedasticity and spatial correlation in a random effects panel data model. *Computational Statistics and Data Analysis* **53**:2897–2922.
- Bartels, C. and Ketellapper, R.**, 1979. *Exploratory and Explanatory analysis of spatial data*, Boston: Martinus Nijhoff.
- Besag, J.**, 1974. Spatial interaction and the statistical analysis of lattice systems. *Journal of the Royal Statistical Society B*, **36**:192–225.
- Beta, A. and Yoon, M.**, 1993, Specification testing with locally misspecified alternatives, *Econometric Theory*, **9**, 649-658.
- Bivand, R.S.**, 2001. "More on Spatial Data Analysis." *R News*, **1(3)**, 13-17. <http://CRAN.R-project.org/doc/Rnews/>.
- Bivand, R.S.**, 2002. "Spatial Econometrics Functions in R: Classes and Methods." *Journal of Geographical Systems*, **4**, 405-421.
- Bivand, R.S.**, 2006. "Implementing Spatial Data Analysis Software Tools in R." *Geographical Analysis*, **38(1)**, 23-40.
- Bivand, R.S., Gebhardt, A.**, 2000. "Implementing Functions for Spatial Statistical Analysis Using the R Language." *Journal of Geographical Systems*, **2**, 307-312.
- Bivand, R.S., Portnov, B.A.**, 2004. "Exploring Spatial Data Analysis Techniques Using R: The Case of Observations with No Neighbors." In L Anselin, RJGM Florax, SJ Rey (eds.), *Advances in Spatial Econometrics: Methodology, Tools and Applications*, pp. 121-142. Springer-Verlag.
- Blommestein, H.**, 1983. Specification and estimation of spatial econometric models: a discussion of alternative strategies for spatial economic modelling. *Regional Science and Urban Economics* **13**, 250–271.
- Bloomstein, H. and Nijkamp, N.**, 1986. Testing the spatial scale and the dynamic structure in regional models, *A Contribution to Spatial Econometric Specification Analysis*, **26**, 1-17.

- Boots, B. and Getis, A.**, 1988. Point pattern analysis. In: Scientific Geography Series, Volume 8. Sage Publications, Newbury Park, Ca.
- Breusch, T.S.**, 1987. Maximum likelihood estimation of random effects models. *Journal of Econometrics* **36(3)**:383-389
- Brueckner, J. K.**, 2003. Strategic interaction among governments: An overview of empirical studies. *International Regional Science Review*, **26(2)**:175–188.
- Chamberlain, G.**, 1984. "Panel data," *Handbook of Econometrics*, in: Z. Griliches & M. D. Intriligator (ed.), *Handbook of Econometrics*, edition 1, volume 2, chapter 22, pages 1247-1318 Elsevier.
- Cliff, A. and Ord, J. K.**, 1973. *Spatial Autocorrelation*. London: Pion.
- Cliff, A. and Ord, J. K.**, 1981. *Spatial Processes: Models and Applications*. London: Pion.
- Debarsy, N. and Ertur, C.**, 2010. "Testing for Spatial Autocorrelation in a Fixed Effects Panel Data Model." *Regional Science and Urban Economics*, **40**, 453-470.
- Dietz, R. D.**, 2002. The estimation of neighborhood effects in the social sciences: An interdisciplinary approach. *Social Science Research*, **31**:539–575.
- Drukker, D.M., Prucha, I.R., Raciborski, R.**, 2011b. "A Command for Estimating Spatial-Autoregressive Models with Spatial-Autoregressive Disturbances and Additional Endogenous Variables." Technical report. http://econweb.umd.edu/~prucha/Papers/WP_spivreg_2011.pdf.
- Drukker, D.M., Prucha, I.R., Raciborski, R.**, 2011c. "Maximum-Likelihood and Generalized Spatial Two-Stage Least-Squares Estimators for a Spatial-Autoregressive Model with Spatial-Autoregressive Disturbances." Technical report.
- Druska, V. and Horrace, W. C.**, 2004. Generalized moments estimation for spatial panel data: Indonesian rice farming. *American Journal of Agricultural Economics*, **86(1)**:185–198.
- Dünya Bankası**, 2001, *Turkey Economic Reforms, living standards and social welfare study*. Washington, D. C.

- Elhorst, J. P.**, 2001. "Panel data models extended to spatial error autocorrelation or a spatially lagged dependent variable," Research Report 01C05, University of Groningen, Research Institute SOM (Systems, Organisations and Management).
- Elhorst, J. P.**, 2003. "Specification and Estimation of Spatial Panel Data Models." *International Regional Science Review* **26,3**:244–68.
- Elhorst, J.P.**, 2008. "Serial and Spatial Error Correlation." *Economics Letters*, **100**, 422-424.
- Elhorst, J.P.**, 2009. "Spatial Panel Data Models." In MM Fischer, A Getis (eds.), *Handbook of Applied Spatial Analysis*. Springer-Verlag A. Getis, eds. Berlin, Heidelberg, New York:Springer.
- Elhorst, J.P.**, 2010. "Dynamic Panels with Endogenous Interactions Effects when T Is Small." *Regional Science and Urban Economics*, **40**, 272-282.
- Elhorst, J.P.**, 2011. MATLAB Software to Estimate Spatial Panels. Version 2011-04-11, URL <http://www.regroningen.nl/elhorst/software.shtml>.
- Elhorst, J.P. and Freret, S.**, 2009. Yardstick competition among local governments: French evidence using a two-regimes spatial panel data model. Paper presented at the European and North American RSAI Meetings, August 29-September 2, 2007, Paris, November 7-11, 2007, Savannah
- Elhorst, J.P., Piras, G. and Arbia, G.**, 2010. "Growth and Convergence in a Multi-regional model with Space–Time Dynamics." *Geographical Analysis* **41**:338–55.
- Florax, R. J. G. M. and van der Vlist, A.**, 2003. Spatial econometric data analysis: Moving beyond traditional models. *International Regional Science Review*, **26(3)**:223–243.
- Foster, S. and Gorr, W.**, 1986 An adaptive filter for estimating spatially-varying parameters: application to modeling police hours spent in response to calls for service, *Management Science*, **32**, 878-89.

- Geary, R.**, 1954. The contiguity ratio and statistical mapping. *The Incorporated Statistician* **5**: pp115-45
- Getis, A.**, 1988. "Second-Order Theory in Spatial Analysis." Paper Presented at the Symposium of the IGU Working Group on Mathematical Models, August 16-19, Canberra, Australia.
- Getis, A., Mur, J., and Zoller, H. G.**, 2004. *Spatial Econometrics and Spatial Statistics*. Palgrave Macmillan, London.
- Greene, W. H.**, 2012. *Econometric Analysis*. 7th Edition. Prentice Hall PTR
- Goodchild, M.F.**, 1987. Application of a GIS benchmarking and workload estimation model. *Papers and Proceedings of Applied Geography Conferences* **10**: 1–6. [87]
- Griffith, D.A.**, 1987b. 'Toward a Theory of Spatial Statistics: Another Step Forward.'" *Geographical Analysis*, **19**,69-82.
- Griffith, D.A.**, 1988. *Advanced spatial statistics*. Kluwer, Dordrecht.
- Griffith, D. and Paelinck, J.**, 2007. "An equation by any other name is still the same: on spatial econometrics and spatial statistics," *The Annals of Regional Science*, Springer, vol. **41(1)**, pages 209-227, March.
- Durkheim, É.**, 1897. *Le Suicide: étude de sociologie*. Paris: Alcan. Tr. 1951a.
- Haining, R.**, 1990. *Spatial Data Analysis in the Social and Environmental Sciences*. Cambridge University Press, Cambridge.
- Hausman, J. A.**, 1978. Specification tests in econometrics, *Econometrica* **46**, 1251–1271.
- Hausman, J., and Taylor, W.**, 1981. "Panel Data and Unobservable Individual Effects", *Econometrica*, 49, No. **6**, pp.1377-1398.
- Hordijk, L.**, 1974. Spatial correlation in the disturbances of a linear interregional model. *Regional Science and Urban Economics*, **4**:117–140.
- Hordijk, L.**, 1979. Problems in estimating econometric relations in space. *Papers, Regional Science Association*, **42**:99–115.
- Hordijk, L., and Paelinck, J.**, 1976. Some principles and results in spatial econometrics. *Recherches Économiques de Louvain*, **42**:175–197.

- Hsiao, C.**, 2003. *Analysis for Panel Data*. Cambridge University Press, Cambridge.
- Hordijk, L. and Nijkamp, P.**, 1977. Dynamic Models of Spatial Autocorrelation, *Environment and Planning A*, **9**, 505-519.
- Jarque, C.M., Bera, A.K.**, 1980 Efficient tests for normality, homoskedasticity and serial independence of regression residuals. *Economics Letters* **6**:255-259
- Kelejian, H.H. and Prucha, I.**, 1999. A generalized moments estimator for the autoregressive parameter in a spatial model. *International Economic Review*, **40**:509–533.
- Kelejian, H. H. and Robinson, D. P.**, 1992. Spatial autocorrelation: A new computationally simple test with an application to per capita country police expenditures. *Regional Science and Urban Economics*, **22**:317–333.
- Kapoor, M., Kelejian, H.H. and Prucha, I.R.**, 2007. “Panel Data Model with Spatially Correlated Error Components.” *Journal of Econometrics* **140**,1:97–130.
- Kelejian, H.H., Prucha, I.R.**, 1998. A generalized spatial two-stage least squares procedure for estimating a spatial autoregressive model with autoregressive disturbances. *Journal of Real Estate Finance and Economics* **17**, 99–121.
- Kelejian, H. H., and Prucha, I. R.**, 1999. A generalized moments estimator for the autoregressive parameter in a spatial model. *International Economic Review* **40**:509–533.
- Klassen, S.**, 1999. Does gender inequality reduce growth and development? Evidence from cross-country regressions. Dünya Bankası Politika Araştırma Raporu Çalışma Belgesi No: 7., Washington, D. C.
- Lee, L.**, 2003. “Best Spatial Two-Stage Least Square Estimators for a Spatial Autoregressive Model with Autoregressive Disturbances.” *Econometric Reviews* **22**:307–35.
- Lee, L., and Yu, J.**, 2010c. “Estimation of Spatial Autoregressive Panel Data Models with Fixed Effects.” *Journal of Econometrics* **154**,2:165–85.
- Lee, L., and Yu, J.**, 2010b. “A Unified Transformation Approach to the Estimation of Spatial Dynamic Panel Data Models: Stability, Spatial Cointegration and Explosive Roots.” Ohio State University, unpublished manuscript..

- Lee, L., and Yu, J.**, 2010a. "A Spatial Dynamic Panel Data Model with Both Time and Individual Fixed Effects." *Econometric Theory* **26**,2:564–97.
- Lee LF, and Yu, J.**, 2010d. "Some Recent Development in Spatial Panel Data Models." *Regional Science and Urban Economics*, **40**, 255{271.
- Leenders, R. T. A. J.**, 2002. Modeling social influence through network auto-correlation: Constructing the weights matrix. *Social Networks*, **24**:21–47.
- LeSage J., Pace R. K.**, 2009. *Introduction to Spatial Econometrics*. 1st ed. Taylor&Francis Group, LLC.
- LeSage, J.P.**, 1999. *Spatial econometrics*. www.spatial-econometrics.com/html/sbook.pdf
- LeSage, J. P. and Pace, R. K.**, 2004. *Advances in Econometrics: Spatial and Spatiotemporal Econometrics*. Elsevier Science Ltd., Oxford, UK.
- McMillen, D.P.**, 2003. "Neighborhood house price indexes in Chicago: a Fourier repeat sales approach," *Journal of Economic Geography*, Oxford University Press, vol. **3(1)**, pages 57-73, January.
- McMillen, D.P.**, 2010. "Issues In Spatial Data Analysis," *Journal of Regional Science*, Wiley Blackwell, vol. **50(1)**, pages 119-141.
- Millo, G., and Piras, G.**, 2009a. "Implementation of ML Estimation for Spatial Panels." Unpublished manuscript.
- Millo, G., ve Piras, G.**, 2012.. "Splm: Spatial Panel Data Models in R." *Journal of Statistical Software*, **47(1)**.
- Moran, P. A. P.**, (1948). The interpretation of statistical maps. *Biometrika* **35**, 255–260.
- Mundlak, Y.**, 1978. "On the Pooling of Time Series and Cross Section Data," *Econometrica*, Econometric Society, vol. **46(1)**, pages 69-85, January.
- Mutl, J.**, 2006. *Dynamic Panel Data Models with Spatially Autocorrelated Disturbances*. Ph.D. thesis, University of Maryland, College Park.
- Mutl, J., Pfafermayr, M.**, 2011. "The Hausman Test in a Cliff and Ord Panel Model." *Econometrics Journal*, **14**, 48-76.

- Nelson, G. C.**, 2002. Introduction to the special issue on spatial analysis. *Agricultural Economics*, **27(3)**:197–20
- Nijkamp, P., Leitner, H. and Wrigley, N.**, 1985, *Measuring the unmeasurable*, Dordrecht: Martinus Nijhoff.
- Odland, J.**, 1988. Spatial autocorrelation. In: G.I. Thrall (Ed.), Sage University Scientific Geography Series no. 9. Sage Publications, Beverly Hills. 87 pp.
- Odland, J., Golledge, R.G., and Rogerson, P.**, 1989. "Recent Developments in Mathematical and Statistical Analysis in Human Geography." In G. Gaile and C. Wilmott, *Geography in America*, pp. 719-745. Columbus, OH: Merrill.
- Openshaw, S.**, 1987. "An Automated Geographical Analysis System." *Environment and Planning A*, **19**, 431-436.
- Ord, J. K.**, 1975. Estimation methods for models of spatial interaction. *Journal of the American Statistical Association*, **70**:120–126.
- Paelinck, J. and Klaassen, L.**, 1979. *Spatial Econometrics*. Saxon House, Farnborough.
- Pesaran, M. H.**, 2004. General diagnostic tests for cross section dependence in panels. Working paper, University of Cambridge, Cambridge, United Kingdom.
- Pesaran, H., and Tosetti, E.**, 2007. "Large Panels with Common Factors and Spatial Correlations." Cambridge University, working paper.
- Pesaran, M.H. and Baltagi, B.H.**, 2007. "Heterogeneity and cross section dependence in panel data models: theory and applications introduction," *Journal of Applied Econometrics*, John Wiley & Sons, Ltd., vol. **22(2)**, pages 229-232.
- Pesaran, H.M., Tosetti, E.**, 2011. "Large Panels with Common Factors and Spatial Correlations." *Journal of Econometrics*, **161(2)**, 182-202
- Pinkse, J. And Slade, M.E.**, 2010. "The Future Of Spatial Econometrics," *Journal of Regional Science*, Wiley Blackwell, vol. **50(1)**, pages 103-117.

Piras, G., 2010. "sphet: Spatial Models with Heteroskedastic Innovations in R." Journal of Statistical Software, **35(1)**, 1-21. URL <http://www.jstatsoft.org/v35/i01/>.

R Development Core Team, 2012. R: A Language and Environment for Statistical Computing. R Foundation for Statistical Computing, Vienna, Austria. ISBN 3-900051-07-0, URL <http://www.R-project.org/>.

StataCorp, 2007. Stata Statistical Software: Release 10. StataCorp LP, College Station, TX. URL <http://www.stata.com/>.

The MathWorks, Inc (2010). MATLAB { The Language of Technical Computing, Version 7.10.0. Natick, Massachusetts. URL <http://www.mathworks.com/products/matlab/>.

Ripley, B. D., 1981. Spatial Statistics. Wiley, New York.

Tobler, W., 1979. Cellular geography. In Philosophy and geography, edited by S. Gale and G. Olsson, 379-86. Dordrecht, the Netherlands: Reidel.

Upton, G. J. and Fingleton, B., 1985. Spatial Data Analysis by Example. Volume 1: Point Pattern and Quantitative Data. Wiley, New York.

URL-1, http://www.who.int/mental_health/prevention/suicide/suicideprevent/en/, 2013.

URL-2, <http://stats.oecd.org/index.aspx>, 2012.

URL-3, <http://www.un.org/en/>, 2012.

URL-4, http://epp.eurostat.ec.europa.eu/portal/page/portal/statistics/search_database, 2012.

URL-5, <http://www.who.int/research/en/>, 2012.

URL-6, <http://www.regroningen.nl/elhorst/software.shtml>, 2011.

URL-7, <http://community.wvu.edu/~djl041/matlab.html>, 2013

Verbeek, M., 2000. A guide to modern econometrics. Wiley, Chichester

Whittle, P., 1954. On stationary processes in the plane. Biometrika, **41**:434–449.

Yu, J., and Lee, L., 2010. "Estimation of Unit Root Spatial Dynamic Panel Data Models." *Econometric Theory* **26**:1332–62.

Yu J, de Jong R, Lee, L.F., 2008. "Quasi Maximum Likelihood Estimators for Spatial Dynamic Panel Data with Fixed Effects when both n and T Are Large." *Journal of Econometrics*, **146**, 118-134.

EKLER

Ek – 1. Uygulamaya Dahil Edilen 28 Ülkenin Değişkenlere ve Yıllara Göre Özet Bilgileri

Yıl	Değişken	En düşük	Ortalama	En Yüksek
2000	İntihar Oranları (100.000 kişi başına)	Türkiye (2,8)	17,78	Litvanya (46,7)
	Uzun dönem işsizlik oranı (%)	Norveç (5,3)	40,92	Slovenya (62,7)
	Kişi başına alkol tüketim oranı (15+)	Türkiye (1,5)	10,17	Lüksemburg (17,9)
	Doğum oranı (1.000 kişi başına)	Letonya (8,5)	11,004	Türkiye (21)
	Boşanma Oranı (1.000 kişi başına)	Türkiye (0,54)	1,94	Rusya (4,29)
	Evlenme Oranı (1.000 kişi başına)	Slovenya (3,62)	5,104	Türkiye (7,25)
	İşgücüne katılım oranı (15+, kadın)	Türkiye (26,6)	49,89	İzlanda (71,5)
	Kişi başına GSYİH (\$)	Bulgaristan (1,579)	26745,96	Lüksemburg (46,457)
	Enflasyon (tüketici fiyatı) (% , yıllık)	İngiltere (0,78)	8,19	Türkiye (54,91)
2001	İntihar Oranları (100.000 kişi başına)	Yunanistan (2,9)	17,16	Litvanya (43,7)
	Uzun dönem işsizlik oranı (%)	Norveç (5,5)	40,77	İtalya (63,4)
	Kişi başına alkol tüketim oranı (15+)	Türkiye (1,48)	10,28	Lüksemburg (16,7)
	Doğum oranı (1.000 kişi başına)	Letonya (8,3)	10,71	Türkiye (20,47)
	Boşanma Oranı (1.000 kişi başına)	İtalya (0,70)	2,06	Rusya (5,23)
	Evlenme Oranı (1.000 kişi başına)	Slovenya (3,48)	4,92	Türkiye (8,43)
	İşgücüne katılım oranı (15+, kadın)	Türkiye (27,10)	49,84	İzlanda (71,70)
	Kişi başına GSYİH (\$)	Bulgaristan (1,729)	26236,64	Lüksemburg (45,748)
	Enflasyon (tüketici fiyatı) (% , yıllık)	İsviçre (0,99)	7,52	Türkiye (54,4)
2002	İntihar Oranları (100.000 kişi başına)	Yunanistan (2,8)	16,75	Litvanya (43,9)
	Uzun dönem işsizlik oranı (%)	Norveç (6,4)	39,49	Bulgaristan (65,5)
	Kişi başına alkol tüketim oranı (15+)	Türkiye (1,48)	10,30	Lüksemburg (17,0)
	Doğum oranı (1.000 kişi başına)	Bulgaristan (8,5)	10,68	Türkiye (20,01)
	Boşanma Oranı (1.000 kişi başına)	İrlanda (0,66)	2,09	Rusya (5,88)
	Evlenme Oranı (1.000 kişi başına)	Slovenya (3,54)	5,02	Türkiye (7,80)
	İşgücüne katılım oranı (15+, kadın)	Türkiye (27,90)	49,90	İzlanda (70,80)
	Kişi başına GSYİH (\$)	Bulgaristan (2,030)	26080,91	Lüksemburg (50,605)
	Enflasyon (tüketici fiyatı) (% , yıllık)	Litvanya (0,28)	5,46	Türkiye (44,9)

Ek – 1 devamı

2003	İntihar Oranları (100.000 kişi başına)	Yunanistan (3,3)	15,83	Litvanya (41,0)
	Uzun dönem işsizlik oranı (%)	Norveç (6,4)	39,16	Bulgaristan (66,9)
	Kişi başına alkol tüketim oranı (15+)	Türkiye (1,42)	10,42	Lüksemburg (17,4)
	Doğum oranı (1.000 kişi başına)	Bulgaristan (8,6)	10,73	Türkiye (19,63)
	Boşanma Oranı (1.000 kişi başına)	İrlanda (0,74)	2,09	Rusya (5,52)
	Evlenme Oranı (1.000 kişi başına)	Slovenya (3,39)	5,02	Türkiye (8,52)
	İşgücüne katılım oranı (15+, kadın)	Türkiye (26,60)	50,07	İzlanda (71,30)
	Kişi başına GSYİH (\$)	Bulgaristan (2,641)	25455,54	Lüksemburg (64,562)
	Enflasyon (tüketici fiyatı) (% , yıllık)	Litvanya (-1,13)	3,98	Türkiye (25,3)
2004	İntihar Oranları (100.000 kişi başına)	Yunanistan (3,0)	15,43	Litvanya (38,9)
	Uzun dönem işsizlik oranı (%)	Norveç (9,2)	40,06	Slovakya (60,6)
	Kişi başına alkol tüketim oranı (15+)	Türkiye (1,38)	10,57	Lüksemburg (17,7)
	Doğum oranı (1.000 kişi başına)	Almanya (8,6)	10,87	Türkiye (19,33)
	Boşanma Oranı (1.000 kişi başına)	İtalya (0,78)	2,10	Rusya (4,42)
	Evlenme Oranı (1.000 kişi başına)	Slovenya (3,28)	5,07	Türkiye (9,15)
	İşgücüne katılım oranı (15+, kadın)	Türkiye (23,80)	50,15	İzlanda (69,40)
	Kişi başına GSYİH (\$)	Bulgaristan (3,249)	24157,09	Lüksemburg (74,419)
	Enflasyon (tüketici fiyatı) (% , yıllık)	Finlandiya (0,19)	3,66	Romanya (11,8)
2005	İntihar Oranları (100.000 kişi başına)	Yunanistan (3,4)	14,78	Litvanya (37,0)
	Uzun dönem işsizlik oranı (%)	Norveç (9,5)	41,83	Slovakya (68,1)
	Kişi başına alkol tüketim oranı (15+)	Türkiye (1,31)	10,47	Lüksemburg (17,7)
	Doğum oranı (1.000 kişi başına)	Almanya (8,3)	10,88	Türkiye (19,09)
	Boşanma Oranı (1.000 kişi başına)	İtalya (0,80)	2,16	Rusya (4,23)
	Evlenme Oranı (1.000 kişi başına)	Slovenya (2,88)	5,18	Türkiye (9,41)
	İşgücüne katılım oranı (15+, kadın)	Türkiye (23,80)	50,43	İzlanda (70,80)
	Kişi başına GSYİH (\$)	Bulgaristan (3,733)	23281,89	Lüksemburg (80,959)
	Enflasyon (tüketici fiyatı) (% , yıllık)	İsveç (0,45)	3,48	Rusya (12,68)
2006	İntihar Oranları (100.000 kişi başına)	Yunanistan (3,3)	13,92	Litvanya (28,9)
	Uzun dönem işsizlik oranı (%)	İzlanda (7,3)	41,54	Slovakya (73,1)
	Kişi başına alkol tüketim oranı (15+)	Türkiye (1,25)	10,72	Lüksemburg (16,3)
	Doğum oranı (1.000 kişi başına)	Almanya (8,2)	11,05	Türkiye (18,88)
	Boşanma Oranı (1.000 kişi başına)	İrlanda (0,81)	2,20	Rusya (4,50)
	Evlenme Oranı (1.000 kişi başına)	Slovenya (3,17)	5,25	Türkiye (9,21)
	İşgücüne katılım oranı (15+, kadın)	Türkiye (24,0)	50,97	İzlanda (71,30)
	Kişi başına GSYİH (\$)	Bulgaristan (4,313)	22757,82	Lüksemburg (90,031)
	Enflasyon (tüketici fiyatı) (% , yıllık)	İsviçre (1,06)	3,68	Türkiye (10,51)

Ek – 1 devamı

2007	İntihar Oranları (100.000 kişi başına)	Yunanistan (2,8)	13,39	Litvanya (28,4)
	Uzun dönem işsizlik oranı (%)	İzlanda (8,0)	38,42	Slovakya (70,8)
	Kişi başına alkol tüketim oranı (15+)	Türkiye (1,27)	10,89	Lüksemburg (16,2)
	Doğum oranı (1.000 kişi başına)	Almanya (8,3)	11,20	Türkiye (18,67)
	Boşanma Oranı (1.000 kişi başına)	İrlanda/İtalya (0,85)	2,20	Rusya (4,83)
	Evlenme Oranı (1.000 kişi başına)	Slovenya (3,16)	5,41	Türkiye (9,12)
	İşgücüne katılım oranı (15+, kadın)	Türkiye (24,1)	51,27	İzlanda (71,4)
	Kişi başına GSYİH (\$)	Bulgaristan (5,498)	24737,68	Lüksemburg (106,901)
	Enflasyon (tüketici fiyatı) (% , yıllık)	İsviçre (0,73)	3,99	Letonya (10,11)
2008	İntihar Oranları (100.000 kişi başına)	Yunanistan (3,1)	13,37	Litvanya (30,7)
	Uzun dönem işsizlik oranı (%)	İzlanda (4,1)	34,11	Slovakya (66,0)
	Kişi başına alkol tüketim oranı (15+)	Türkiye (1,34)	10,76	Lüksemburg (16,5)
	Doğum oranı (1.000 kişi başına)	Almanya (8,3)	11,54	Türkiye (18,44)
	Boşanma Oranı (1.000 kişi başına)	İrlanda (0,82)	2,13	Rusya (4,96)
	Evlenme Oranı (1.000 kişi başına)	Slovenya (3,32)	5,23	Türkiye (9,05)
	İşgücüne katılım oranı (15+, kadın)	Türkiye (24,9)	51,65	İzlanda (70,8)
	Kişi başına GSYİH (\$)	Bulgaristan (6,798)	27192,32	Lüksemburg (118,218)
	Enflasyon (tüketici fiyatı) (% , yıllık)	İsviçre (2,43)	6,24	Letonya (15,4)
2009	İntihar Oranları (100.000 kişi başına)	Yunanistan (3,2)	13,63	Litvanya (31,5)
	Uzun dönem işsizlik oranı (%)	İzlanda (6,9)	30,11	Hırvatistan (56,2)
	Kişi başına alkol tüketim oranı (15+)	Türkiye (1,34)	10,20	Lüksemburg (15,3)
	Doğum oranı (1.000 kişi başına)	Almanya (8,1)	11,53	Türkiye (18,17)
	Boşanma Oranı (1.000 kişi başına)	İrlanda (0,75)	2,05	Rusya (4,93)
	Evlenme Oranı (1.000 kişi başına)	Slovenya (3,21)	4,904	Rusya (8,46)
	İşgücüne katılım oranı (15+, kadın)	Türkiye (26,5)	51,86	İzlanda (69,9)
	Kişi başına GSYİH (\$)	Bulgaristan (6,403)	26563,56	Lüksemburg (104,353)
	Enflasyon (tüketici fiyatı) (% , yıllık)	İrlanda (-4,48)	2,25	İzlanda (12,0)

Ek – 2 devamı

Ülkeler

A	Avusturya	LT	Litvanya
BG	Bulgaristan	L	Lüksemburg
HR	Hırvatistan	NL	Hollanda
CZ	Çek Cumhuriyeti	N	Norveç
EST	Estonya	PL	Polonya
FIN	Finlandiya	RO	Romanya
F	Fransa	RUS	Rusya
D	Almanya	SK	Slovakya
GR	Yunanistan	SLO	Slovenya
H	Macaristan	E	İspanya
IS	İzlanda	S	İsveç
IRL	İrlanda	CH	İsviçre
I	İtalya	TR	Türkiye
LV	Letonya	GB	İngiltere

Ek – 3. Geriye Doğru Çıkarma yöntemi ile Model Denemeleri

Mekansal Etkiler Olmadan Model Denemeleri

. xtreg suicide unemployment alcohol birthrate divorce marriage laborpart log_gdp inflation,fe

```
Fixed-effects (within) regression      Number of obs = 280
Group variable: region                Number of groups = 28

R-sq:  within = 0.6113                Obs per group: min = 10
      between = 0.1533                avg = 10.0
      overall = 0.1912                max = 10

corr(u_i, Xb) = -0.1197                F(8,244) = 47.96
                                       Prob > F = 0.0000
```

suicide	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
unemployment	.0172953	.0182785	0.95	0.345	-.0187085	.0532991
alcohol	-.2887204	.1371365	-2.11	0.036	-.5588429	-.0185979
birthrate	-.0018343	.2141841	-0.01	0.993	-.4237199	.4200513
divorce	1.095971	.4113205	2.66	0.008	.2857788	1.906163
marriage	-.632118	.2672288	-2.37	0.019	-1.158488	-.1057483
laborpart	-.0404696	.0781525	-0.52	0.605	-.1944092	.1134701
log_gdp	-10.32309	.8947234	-11.54	0.000	-12.08545	-8.560721
inflation	-.0950802	.0261545	-3.64	0.000	-.1465977	-.0435628
_cons	64.75713	4.634305	13.97	0.000	55.62878	73.88548
sigma_u	7.3799838					
sigma_e	1.6204529					
rho	.95400479	(fraction of variance due to u_i)				

F test that all u_i=0: F(27, 244) = 105.23 Prob > F = 0.0000

. xtreg suicide unemployment alcohol divorce marriage laborpart log_gdp inflation,fe

```
Fixed-effects (within) regression      Number of obs = 280
Group variable: region                Number of groups = 28

R-sq:  within = 0.6112                Obs per group: min = 10
      between = 0.1532                avg = 10.0
      overall = 0.1910                max = 10

corr(u_i, Xb) = -0.1198                F(7,245) = 55.03
                                       Prob > F = 0.0000
```

suicide	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
unemployment	.0173476	.0171927	1.01	0.314	-.0165167	.051212
alcohol	-.2887581	.1367858	-2.11	0.036	-.5581843	-.0193318
divorce	1.096201	.4096027	2.68	0.008	.2894092	1.902993
marriage	-.6323133	.2657095	-2.38	0.018	-1.15568	-.1089469
laborpart	-.0403924	.077473	-0.52	0.603	-.1929904	.1122056
log_gdp	-10.32623	.8145571	-12.68	0.000	-11.93065	-8.721798
inflation	-.095163	.024255	-3.92	0.000	-.1429379	-.0473881
_cons	64.7456	4.425418	14.63	0.000	56.02888	73.46232
sigma_u	7.3808181					
sigma_e	1.6171427					
rho	.9541938	(fraction of variance due to u_i)				

F test that all u_i=0: F(27, 245) = 105.66 Prob > F = 0.0000

. xtreg suicide unemployment alcohol divorce marriage log_gdp inflation,fe

```
Fixed-effects (within) regression      Number of obs = 280
Group variable: region                Number of groups = 28

R-sq:  within = 0.6108                Obs per group: min = 10
      between = 0.1772                avg = 10.0
      overall = 0.2140                max = 10

corr(u_i, Xb) = -0.0906                F(6,246) = 64.35
                                       Prob > F = 0.0000
```

suicide	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
unemployment	.0188582	.0169217	1.11	0.266	-.0144717	.0521881
alcohol	-.2779755	.1350131	-2.06	0.041	-.5439047	-.0120464
divorce	1.064906	.4045807	2.63	0.009	.2680222	1.86179
marriage	-.5874813	.2510388	-2.34	0.020	-1.081941	-.0930216
log_gdp	-10.52393	.7198421	-14.62	0.000	-11.94177	-9.106091
inflation	-.1003557	.0220831	-4.54	0.000	-.1438517	-.0568597
_cons	63.22982	3.331541	18.98	0.000	56.66784	69.79181
sigma_u	7.2476585					
sigma_e	1.6147475					
rho	.95270946	(fraction of variance due to u_i)				

F test that all u_i=0: F(27, 246) = 109.26 Prob > F = 0.0000

```

. xtreg suicide alcohol divorce marriage log_gdp inflation,fe
Fixed-effects (within) regression      Number of obs   =    280
Group variable: region                Number of groups =    28
R-sq:  within = 0.6089                Obs per group:  min =    10
      between = 0.1829                  avg   =   10.0
      overall  = 0.2194                  max   =    10
corr(u_i, xb) = -0.0767                F(5,247)       =   76.90
                                          Prob > F        =   0.0000

```

suicide	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
alcohol	-.2864536	.1348646	-2.12	0.035	-.552085	-.0208222
divorce	1.062278	.404772	2.62	0.009	.2650328	1.859522
marriage	-.5935094	.2511035	-2.36	0.019	-1.088087	-.0989323
log_gdp	-10.8331	.6645609	-16.30	0.000	-12.14203	-9.524174
inflation	-.1071647	.0212314	-5.05	0.000	-.1489825	-.065347
_cons	65.4267	2.687062	24.35	0.000	60.13422	70.71917
sigma_u	7.2125256					
sigma_e	1.6155383					
rho	.95222514	(fraction of variance due to u_i)				

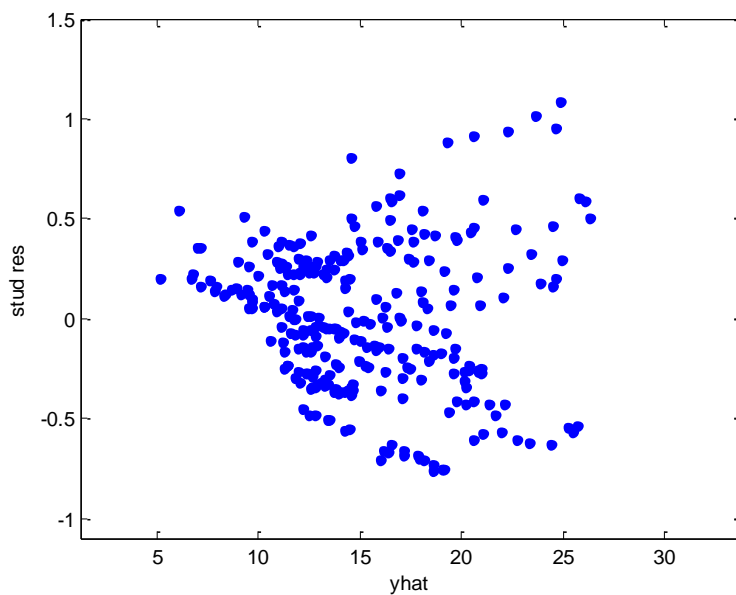
F test that all u_i=0: F(27, 247) = 115.74 Prob > F = 0.0000

Korelasyon matrisi=

	alcohol	divorce	marriage	log_gdp	inflat~n
alcohol	1	0.2005	-0.3844	0.115	-0.03014
divorce	0.2005	1	0.211	-0.116	-0.0027
marriage	-0.3844	0.211	1	-0.2635	0.4567
log_gdp	0.115	-0.116	-0.2635	1	-0.4942
inflation	-0.3014	-0.0027	0.4567	-0.4942	1

Korelasyon matrisi tersi=

	alcohol	divorce	marriage	log_gdp	inflat~n
alcohol	1.26	-0.42	0.69	-0.20	-0.38
divorce	-0.35	1.20	-0.48	0.21	0.31
marriage	0.49	-0.45	1.61	-0.05	-0.75
log_gdp	0.03	0.14	0.04	1.34	0.65
inflation	0.17	0.15	-0.51	0.63	1.55



Mekansal Etkiler ile Model Denemeleri

```
Pooled model with spatially lagged dependent variable and spatial fixed effects
Dependent Variable =   suic_rate
R-squared           =   0.9673
corr-squared        =   0.6156
sigma^2             =   2.1879
Nobs,Nvar,#FE       =   280,    9,    36
log-likelihood       =   -508.76471
# of iterations     =   1
min and max rho     =   -1.0000,  1.0000
total time in secs  =   1.9680
time for optimiz    =   0.6250
time for lndet      =   0.2970
time for t-stats    =   0.0150
Pace and Barry, 1999 MC lndet approximation used
order for MC appr   =   50
iter for MC appr    =   30
*****
Variable            Coefficient  Asymptot t-stat   z-probability
unemp_rate          0.018021    1.079380    0.280418
alcoh_use           -0.211015   -1.672873    0.094352
birth_rate          -0.039869   -0.203850    0.838471
divce_rate          1.082798    2.875404    0.004035
marry_rate          -0.561147   -2.280473    0.022580
labor_part          -0.015733   -0.220243    0.825682
log_gdp             -8.553523   -8.703538    0.000000
inflation_rate      -0.091879   -3.836420    0.000125
W*dep.var.          0.189968    3.037361    0.002387
>>
```

```
Pooled model with spatially lagged dependent variable and spatial fixed effects
Dependent Variable =   suic_rate
R-squared           =   0.9673
corr-squared        =   0.6156
sigma^2             =   2.1882
Nobs,Nvar,#FE       =   280,    8,    35
log-likelihood       =   -508.73275
# of iterations     =   1
min and max rho     =   -1.0000,  1.0000
total time in secs  =   0.1560
time for optimiz    =   0.0460
time for lndet      =   0.0470
time for t-stats    =   0.0310
Pace and Barry, 1999 MC lndet approximation used
order for MC appr   =   50
iter for MC appr    =   30
*****
Variable            Coefficient  Asymptot t-stat   z-probability
unemp_rate          0.019158    1.217697    0.223339
alcoh_use           -0.211831   -1.680416    0.092876
divce_rate          1.087802    2.895379    0.003787
marry_rate          -0.565390   -2.306637    0.021075
labor_part          -0.014055   -0.198013    0.843035
log_gdp             -8.621666   -9.380269    0.000000
inflation_rate      -0.093677   -4.210590    0.000025
W*dep.var.          0.189976    3.037051    0.002389
>>
```

```

Pooled model with spatially lagged dependent variable and spatial fixed effects
Dependent Variable =   suic_rate
R-squared          =   0.9673
corr-squared       =   0.6154
sigma^2           =   2.1873
Nobs,Nvar,#FE     =   280,    7,   34
log-likelihood     =   -508.74158
# of iterations    =   1
min and max rho   =   -1.0000,  1.0000
total time in secs =   0.1090
time for optimiz  =   0.0310
time for lndet    =   0.0470
time for t-stats  =   0.0160
Pace and Barry, 1999 MC lndet approximation used
order for MC appr =   50
iter for MC appr  =   30
*****
Variable          Coefficient  Asymptot t-stat  z-probability
unemp_rate       0.019701    1.270249        0.203996
alcoh_use        -0.206601   -1.659908       0.096933
divce_rate       1.077166    2.900638        0.003724
marry_rate       -0.548993   -2.371065       0.017737
log_gdp          -8.651686   -10.030127      0.000000
inflation_rate   -0.095381   -4.689347       0.000003
W*dep.var.       0.193994    3.110018        0.001871

```

```

Pooled model with spatially lagged dependent variable and spatial fixed effects
Dependent Variable =   suic_rate
R-squared          =   0.9671
corr-squared       =   0.6136
sigma^2           =   2.1993
Nobs,Nvar,#FE     =   280,    6,   33
log-likelihood     =   -509.54256
# of iterations    =   1
min and max rho   =   -1.0000,  1.0000
total time in secs =   0.1090
time for optimiz  =   0.0160
time for lndet    =   0.0620
time for t-stats  =   0.0150
Pace and Barry, 1999 MC lndet approximation used
order for MC appr =   50
iter for MC appr  =   30
*****
Variable          Coefficient  Asymptot t-stat  z-probability
alcoh_use        -0.214741   -1.722641       0.084954
divce_rate       1.074543    2.887405        0.003884
marry_rate       -0.554905   -2.389897       0.016853
log_gdp          -8.955922   -10.761267      0.000000
inflation_rate   -0.102447   -5.217524       0.000000
W*dep.var.       0.195952    3.143474        0.001670

```

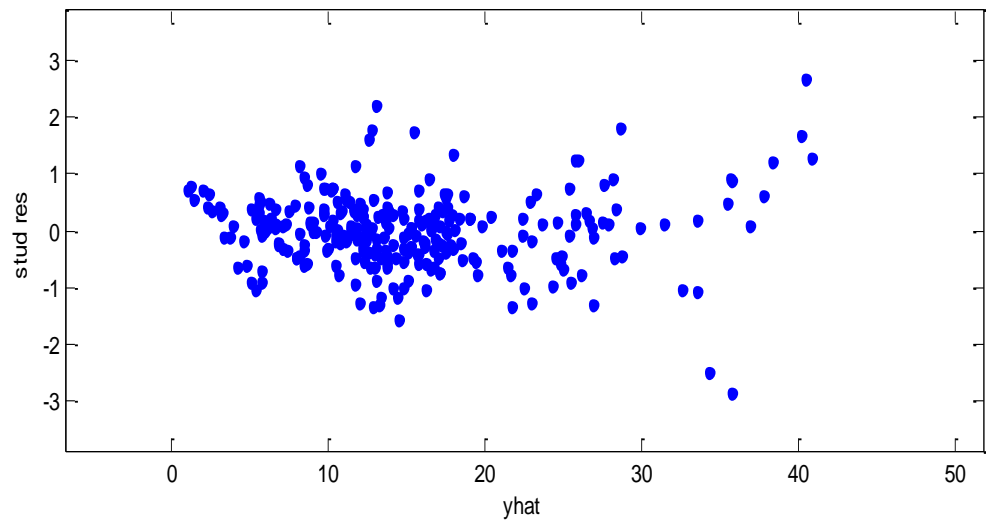
```

Pooled model with spatially lagged dependent variable and spatial fixed effects
Dependent Variable =   suic_rate
R-squared          =   0.9668
corr-squared       =   0.6073
sigma^2           =   2.2179
Nobs,Nvar,#FE     =   280,    5,   32
log-likelihood     =   -511.02557
# of iterations    =   1
min and max rho   =   -1.0000,  1.0000
total time in secs =   0.1090
time for optimiz  =   0.0160
time for lndet    =   0.0630
Pace and Barry, 1999 MC lndet approximation used
order for MC appr =   50
iter for MC appr  =   30
*****
Variable          Coefficient  Asymptot t-stat  z-probability
divce_rate       1.095010    2.932605        0.003361
marry_rate       -0.740005   -3.594324       0.000325
log_gdp          -9.060084   -10.847469      0.000000
inflation_rate   -0.106666   -5.451802       0.000000
W*dep.var.       0.209997    3.411417        0.000646

```

Korelasyon Matrisi=				
	divorce	marriage	log_gdp	inflat~n
divorce	1	0.211	-0.116	-0.0027
marriage	0.211	1	-0.2635	0.4567
log_gdp	-0.116	-0.2635	1	-0.4942
inflation	-0.0027	0.4567	-0.4942	1

Korelasyon Matrisinin Tersi=				
	divorce	marriage	log_gdp	inflat~n
divorce	1.08	-0.28	0.15	0.21
marriage	-0.28	1.34	0.02	-0.60
log_gdp	0.15	0.02	1.35	0.66
inflation	0.21	-0.60	0.66	1.60



ÖZGEÇMİŞ

Adı Soyadı : Ferda Esin GÜLEL
Doğum Yeri : Solingen/ALMANYA
Doğum Tarihi : 22.05.1980

Eğitim Durumu

Lise : Denizli Lisesi (1996)
Lisans : Mimar Sinan Güzel Sanatlar Üniversitesi,
Fen Edebiyat Fakültesi, İstatistik Bölümü (2001)
Yüksek Lisans : Ondokuz Mayıs Üniversitesi,
Fen Bilimleri Enstitüsü, İstatistik Anabilim Dalı (2005)

İş Tecrübesi

01/2002 - 06/2007 :

Ondokuz Mayıs Üniversitesi, Fen Edebiyat Fakültesi, İstatistik Bölümü

07/2007 - 05/2008 :

Pamukkale Üniversitesi, İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi, Ekonometri Bölümü

05/2008 -:

Mimar Sinan Güzel Sanatlar Üniversitesi, Fen Bilimleri Enstitüsü, İstatistik Anabilim Dalı