

T.C.
İSTANBUL ÜNİVERSİTESİ
SOSYAL BİLİMLER ENSTİTÜSÜ
EKONOMETRİ ANABİLİM DALI

YÜKSEK LİSANS TEZİ

MEKANSAL EKONOMETRİK MODELLER VE
TÜRKİYE’DE İÇ GÖÇÜN
BELİRLEYİCİLERİNİN ANALİZİ

SUNA TATLI
2501140122

TEZ DANIŞMANI
DOÇ. DR. FERDA YERDELEN TATOĞLU

İSTANBUL, 2016



YÜKSEK LİSANS
TEZ ONAYI

ÖĞRENCİNİN

Adı ve Soyadı : SUNA TATLI Numarası : 2501140122
Anabilim/Bilim Dalı : EKONOMETRİ Danışman : DOÇ. DR. FERDA YERDELEN TATOĞLU
Tez Savunma Tarihi : 28.07.2016 Tez Savunma Saati : 13.00

Tez Başlığı : MEKANSAL EKONOMETRİK MODELLER VE TÜRKİYE'DE İÇ GÖÇÜN
BELİRLEYİCİLERİNİN ANALİZİ

TEZ SAVUNMA SINAVI, Lisansüstü Öğretim Yönetmeliği'nin 36. Maddesi uyarınca yapılmış, sorulan sorulara alınan cevaplar sonunda adayın tezinin KABULÜ'NE OYBİRLİĞİ / ~~OYÇOKLUĞUYLA~~ karar verilmiştir.

JÜRİ ÜYESİ	İMZA	KANAATİ (KABUL / RED / DÜZELTME)
1- PROF.DR.NURCAN METİN		kabul
2- DOÇ.DR.FERDA YERDELEN TATOĞLU		KABUL
3- DOÇ.DR.BURAK GÜRİŞ		Kabul

YEDEK JÜRİ ÜYESİ	İMZA	KANAATİ (KABUL / RED / DÜZELTME)
1-DOÇ. DR. BURCU KIRAN BAYGIN		
2- DOÇ.DR.İREM SAÇAKLI SAÇILDI		

ÖZ

MEKANSAL EKONOMETRİK MODELLER VE TÜRKİYE’DE İÇ GÖÇÜN BELİRLEYİCİLERİNİN ANALİZİ

Suna TATLI

Mekansal veri modelleri özellikle son dönemde iktisadi çalışmalarda sıklıkla kullanılmaktadır. Bu modeller, ele alınan veri setinin lokasyonundan kaynaklanan etkiyi hesaba katma özellikleri ile klasik ekonometrik modellerden ayrılırlar. Bir veri seti üzerindeki mekansal etki kendini iki şekilde gösterir. Bunlardan ilki komşu lokasyonlardaki korelasyon olarak tanımlanan mekansal bağımlılıktır. Bir diğeri ise ele alınan bir değişkenin konumdan konuma sabit olmayan varyansı olarak tanımlanan mekansal heterojenliktir. Bu çalışmada Türkiye’de iller bazında göçü etkileyen faktörlerin mekansal özellik gösterip göstermediği incelenmiştir. Bu bağlamda göçün dağılım haritası incelenmiş ve özellikle kuzeydoğu, güneybatı yönünde belirgin bir kümelenme olduğu görülmüştür. Buradan hareketle kümelenme gösteren bölgelerde mekansal etkinin anlamlı olduğu iller LİSA istatistiği ile belirlenmiştir. Göçü etkileyen faktörlerin yönelimine uygun mekansal model belirlenmiş ve bu değişkenlerin gösterdiği hareket, anlamlı korelasyona sahip iller bazında değerlendirilmiştir. Elde edilen sonuçlar iktisaden beklenen yöndedir.

Anahtar Kelimeler: Mekansal Etkiler, Mekansal Regresyon Modelleri, Göç

ABSTRACT

SPATIAL ECONOMETRIC MODELS AND THE ANALYSIS OF THE DETERMINANTS OF INTERNAL MIGRATION IN TURKEY

Suna TATLI

Spatial data models are commonly used in economic studies especially recently. These models are distinguished from classical econometric models with their characteristic of taking into account the effect caused by the location of the data set. The spatial effect on a data set shows itself in two ways. The first one is the spatial dependence, which is defined as the correlation between neighbouring locations. The other one is the spatial heterogeneity, which is defined as the non-fixed variance of an analysed variable. This study examines whether or not the factors that affect migration in Turkey show spatial characteristics. In this context, the distribution of migration is analysed cartographically, and it has been observed that there is a certain pattern through northeast and southwest. In light of this observation, in the regions that show this pattern, the cities that indicate a meaningful spatial effect are determined via LISA statistics. The appropriate spatial model for the orientation of the factors that affect migration is determined and the movement that those variables display is evaluated within the framework of cities that have a meaningful correlation. The conclusions that are derived are economically expected.

Key Words: Spatial Effects, Spatial Regression Models, Migration

ÖNSÖZ

Günümüzde gerek teorik gerekse uygulamalı çalışmalarda mekansal ekonometri kavramı ve mekansal ekonometrik tekniklere verilen önem giderek artmakta, bu teknikler özellikle komşu lokasyonlar söz konusu olduğunda elde edilecek bilgi açısından önem arz etmektedir.

Bu çalışmada öncelikle mekansal ekonometri kavramı ve bu kavramın diğer bilim dalları ile olan ilişkisi ele alınmış, mekansal heterojenlik ve mekansal otokorelasyon olarak ikiye ayrılan ve mekansal ekonometrinin özünü oluşturan iki etki ile mekansal ağırlıklandırma teknikleri incelenmiştir. Mekansal etkinin belirlenmesinde kullanılan diagnostik testlere ve literatürde yer edinmiş mekansal regresyon modellerine değinilmiştir. Uygulamada Türkiye’de iller bazında göçü etkileyen faktörlerin mekansal ekonometrik tespiti amacıyla sözü edilen diagnostik testler uygulanmış, mekansal etkinin varlığı tespit edildikten sonra bu etki uygun model bağlamında incelenmiştir.

Bu tez çalışmasının her aşamasında ilgisini ve desteğini benden esirgemeyen, yardımlarıyla her zaman yanımda olan değerli danışman hocam Doç. Dr. Ferda YERDELEN TATOĞLU’na, tez süreci boyunca gösterdiği sabır ve verdiği destek ile bugüne ulaşmamı sağlayan biricik eşim Engin TATLI’ya sonsuz teşekkür ederim.

İstanbul, 2016

Suna TATLI

İÇİNDEKİLER

ÖZ	iii
ABSTRACT	iv
ÖNSÖZ	v
ŞEKİLLER LİSTESİ	x
TABLolar LİSTESİ	xi
KISALTMALAR LİSTESİ	xii
GİRİŞ	1

BİRİNCİ BÖLÜM MEKANSAL EKONOMETRİ

1.1.Mekansal Ekonometrinin Diğer Bilim Dalları ile İlişkisi	5
1.1.1.Mekansal Ekonometri ve Bölgesel Bilim İlişkisi	5
1.1.2.Mekansal Ekonometri ve Klasik Ekonometri İlişkisi	5
1.1.3.Mekansal Ekonometri ve Mekansal İstatistik ilişkisi	6
1.2.Mekansal Etkiler	8
1.2.1.Mekansal Heterojenlik	9
1.2.2.Mekansal Otokorelasyon	10
1.2.2.1.Pozitif Mekansal Otokorelasyon	11
1.2.2.2.Negatif Mekansal Otokorelasyon	12
1.2.2.3.Mekansal Otokorelasyonun Olmaması Durumu	12
1.3.Mekansal Ağırlıklandırma	13
1.3.1.Mekansal Ağırlıklandırma Teknikleri	13
1.3.1.1. Sosyo-Ekonomik Ağırlıklandırma	13

1.3.1.2. Coğrafi Ağırlıklandırma	14
1.3.1.2.1.Uzaklığa Bağlı Ağırlıklandırma	14
1.3.1.2.2. Sınırdışlığa Bağlı Ağırlıklandırma.....	15
1.3.2.Mekansal Komşuluk ve Ağırlık Matrisi.....	16
1.4.Mekansal Regresyon Modelleri	20
1.4.1.Yuvalanmış Mekansal Model (GNS Model)	23
1.4.2.Mekansal Gecikme Modeli (SAR Model)	25
1.4.3.Mekansal Hata Modeli (SEM Model).....	26
1.4.4.Mekansal Durbin Model (SDM Model)	28
1.4.5.Genel Mekansal Model (SAC Model)	30
1.4.6.Bağımsız Değişkeni Mekansal Gecikmeli Model (SLX Model)	30
1.4.7.Mekansal Durbin Hata Modeli (SDEM)	31

İKİNCİ BÖLÜM

MEKANSAL MODELLERİN TAHMİNİ VE TESTLERİ

2.1.Mekansal Modeller için Tahmin Yöntemleri.....	32
2.1.1.En Çok Olabilirlik Yöntemi	32
2.1.2.Genelleştirilmiş Momentler ve Araç Değişken Tahminleri	38
2.2.Direkt, Dolaylı Etkiler ve Mekansal Yayılma Etkisi	40
2.2.1.Direkt ve Dolaylı Etkilerin Elde Edilmesi	42
2.2.2.Direkt ve Dolaylı Etkilerin Özellikleri.....	44

2.2.3.Yayılma Etkilerinin Test Edilmesi	46
2.3. Mekansal Modeller için Çeşitli İstatistikler ve Testler	49
2.3.1.Global İstatistikler	51
2.3.1.1.Moran I İstatistiği, Testi ve Serpilme Diyagramı	51
2.3.1.1.1.Moran I İstatistiği	51
2.3.1.1.2.Moran I Testi	52
2.3.1.1.3.Moran Serpilme Diyagramı	54
2.3.1.2.Geary C İstatistiği	56
2.3.1.3.Getis-Ord G İstatistiği ve Testi	57
2.3.2.Lokal İstatistikler (LİSA)	58
2.3.2.1.Lokal Moran I İstatistiği ve Testi	58
2.3.2.2.Lokal Getis-Ord G İstatistiği ve Testi	60
2.3.3.Kelejian-Robinson Testi	61
2.3.4.Mekansal Hata Otokorelasyonunun Testi	62
2.3.5.Mekansal Gecikme Bağımlılığının Testi	67
2.3.6.Mekansal Hata ve Gecikme Bağımlılığının Birlikte Testi	68
2.3.7.Lokal Tanımlama Hatası Varlığında Dirençli Testler	73

ÜÇÜNCÜ BÖLÜM

TÜRKİYE’DE GÖÇÜ ETKİLEYEN FAKTÖRLERİN MEKANSAL EKONOMETRİK ANALİZİ

3.1.Göç Kavramı	78
3.2.Türkiye’de İç Göç	78

3.2.Ekonometrik Literatür	79
3.3.Modelde Kullanılacak Değişkenler ve Veriler	82
3.4.Tahmin Sonuçları ve Yorumlanması	83
SONUÇ	92
KAYNAKÇA.....	94
EK-1: Mekansal Komşuluk Matrisi	110
EK-2: Mekansal Ağırlık Matrisi	124

ŞEKİLLER LİSTESİ

Şekil 1.1. Pozitif Mekansal Otokorelasyon	11
Şekil 1.2. Negatif Mekansal Otokorelasyon	12
Şekil 1.3. Otokorelasyonun Olmaması Durumu	12
Şekil 1.4. Başlıca Komşuluk Çeşitleri	15
Şekil 1.5. Komşuluk gösterimi	18
Şekil 1.6. Mekansal Regresyon Modelleri	22
Şekil 2.1. Moran I Serpilme Diyagramı	55
Şekil 3.1. Mekansal Dağılım Haritası	83
Şekil 3.2. Göç Verisi için LİSA Haritası	84
Şekil 3.3. Moran I Serpilme Diyagramı	85
Şekil 3.4. Moran I İstatistiğinin Anlamlılık Sınaması	86

TABLÖLAR LİSTESİ

Tablo 1.1. Mekansal Modeller için Direkt ve Dolaylı Etkilerin Elde Edilmesi	44
Tablo 3.1. Modelde Kullanılan Değişkenler	82
Tablo 3.2. LİSA Haritası Özet Tablosu	85
Tablo 3.3. LS Tahmin Sonuçları	87
Tablo 3.4. Diagnostik Test Sonuçları	87
Tablo 3.5. SAR Model Sonuçları	89

KISALTMALAR LİSTESİ

AVar	: Asimptotik Varyans
ML	: En Çok Olabilirlik
LS	: En Küçük Kareler
GLS	: Genelleştirilmiş En Küçük Kareler
IV	: Araç Değişken
KR	: Kelejian Robinson İstatistiği
LR	: Olabilirlik Oranı
RS	: Rao'nun Skor Testi
SAC	: Genel Mekansal Model
SAR	: Mekansal Gecikme Modeli
SDEM	: Mekansal Durbin Hata Modeli
SDM	: Mekansal Durbin Model
SEM	: Mekansal Hata Modeli
SLX	: Bağımsız Değişkeni Mekansal Gecikmeli Model

GİRİŞ

Ekonometrik analizlerde mekansal tekniklerin kullanımının yaygınlaşmasıyla birlikte, mekansal etkileri modele dahil eden çalışmalar ivme kazanmıştır. Mekansal heterojenlik ve mekansal otokorelasyon adını alan bu etkiler modelde bağımlı değişkende ya da hata teriminde ortaya çıkabileceği gibi her ikisinde de görülebilir. Etkinin gerçekleştiği yere göre kullanılacak tüm modeller literatürde yer edinmiştir. Bu modellerin bir kısmı uygulamalı çalışmalarda sıklıkla kullanılan temel modeller iken bir kısmı sadece literatür bazında kalan ve kısıtları nedeniyle uygulamada tercih edilmeyen modellerdir.

Bu çalışmada mekansal etkiler, mekansal ekonometrik modellerin tahmini ve mekansal etkileri ölçen diagnostik testler detaylı olarak ele alınmaktadır. Bir veri setinde gözlenen mekansal etkiler, mekansal heterojenlik ve mekansal otokorelasyon olarak ikiye ayrılmaktadır. Veri setindeki mekansal otokorelasyon pozitif ya da negatif olarak gözlenebilmekte ve belirlenmesinde önsel grafikler ve testler kullanılabilir. Serpilme diyagramı ya da haritalar gibi görsel araçların kullanımı yanıltıcı olabileceği için diagnostik testler vasıtasıyla mekansallık sınaması yapılmalıdır. Mekansal heterojenlik durumunda ise, klasik testlere dönülür. Mekansal bir etkinin modele dahil edilmesi ağırlık matrisi vasıtasıyla gerçekleşir. Mekansal ağırlık matrisi, ele alınan birimlerin yapısına göre araştırmacı tarafından belirlenen ve modele dışsal olarak dahil edilen bir değişkendir. Mekansal ağırlık matrisinin amaca uygun belirlenmesi ilişki yapısının doğru yansıtılması açısından önem taşır. Veride gözlenen mekansal etki diagnostik testlerle belirlendikten sonraki aşama uygun modele karar vermektir. Buradaki ayırım için etkinin modelin neresinde gözlendiği önem arz etmektedir. Literatürde yer alan modeller incelendiğinde mekansal etkinin bağımlı değişkende ve hata teriminde ayrı ayrı gözlendiği modellerin yanı sıra her ikisinde de aynı anda gözlendiği modeller dikkat çekmektedir. Bu çalışmada, ele alınan veri setinin gösterdiği etkiler bağlamında uygun modellere değinilmiştir.

Birinci bölümde; mekansal ekonometri kavramı, mekansal ekonometrinin diğer bilim dalları ile ilişkisi, mekansal etkiler, mekansal ağırlıklandırma kavramı ve teknikleri ve mekansal regresyon modelleri ayrıntılarıyla incelenmiştir.

İkinci bölümde; mekansal modeller için tahmin yöntemleri, mekansal etkinin belirlenmesi için testler, global ve lokal istatistikler ve literatürde yer edinmiş, etkilerin tek tek varlığı halinde kullanılan testler incelenmiştir.

Üçüncü bölümde; mekansal ekonometrik tekniklerle Türkiye’de iller bazında göç kavramı incelenmiştir. Bu bölüm iller bazında göçü etkileyen faktörler için mekansal ekonometrik açıdan en uygun modelin belirlenmesine ayrılmıştır. Bu amaçla dağılım haritaları ve serpilme diyagramından yararlanarak göçün gösterdiği hareket incelenmiş, temel belirlenme testleri uygulanarak mekansal etkinin modelde yer alma şekli belirlenmiş ve son olarak veride izlenen harekete en uyumlu model ele alınmıştır.

BİRİNCİ BÖLÜM

MEKANSAL EKONOMETRİ

Mekansal ekonometri, ekonometrik metotlar ile mekansal etkinin birleştirilmesini konu edinen, ekonometrinin bir alt bilim dalıdır. Bu bilim dalının temel odak noktası, mekanlar arasındaki ilişki yapısını ortaya koyan mekansal etkilerdir. Mekanlar arasındaki etkileşim şeklinde ifade edilen mekansal etki; yatay kesit bağımlılığın özel bir hali olan mekansal bağımlılığa ya da yatay kesit heterojenliğin özel bir hali olan mekansal heterojenliğe sebep olabilir. Bağımlılık yapısı mesafe ve konumla ilişkili olabilir ve bu yapı bir coğrafi alanda görülebileceği gibi ekonomik ya da sosyal ağ alanında da görülebilir.¹ Buradan hareketle, oluşturulacak mekansal ekonometrik modeller coğrafi birimlerden başka bireyler, firmalar ya da hükümetler gibi sosyo-ekonomik birimlerin davranışlarını açıklamak için de kullanılabilir.²

Literatür incelendiğinde, mekansal ekonometri ile ilgili ilk çalışmaların çoğunda bölgesel bilim ve ekonomik coğrafyada ortaya çıkan araştırma konularının ele alındığı görülmüştür. Bu çalışmalara örnek olarak, Paelinck ve Klaassen³, Cliff ve Ord⁴, Upton ve Fingleton⁵, Anselin⁶, Haining⁷, Anselin ve Florax⁸’ın çalışmaları örnek verilebilir. Bu çalışmalarda daha çok tek denklemlili kesit veride etkileşim etkisinin ölçümüne odaklanılmıştır.⁹

¹ Luc Anselin, Julie Le Gallo, Hubert Jayet, “**Spatial Panel Econometrics**”, The Econometrics of Panel Data (Chapter:19), Springer Berlin Heidelberg, 2008, p. 625.

² J. Paul Elhorst, “**Spatial Panel Models**”, 2011, p. 2
(çevrimiçi)https://www.york.ac.uk/media/economics/documents/seminars/201112/Elhorst_November2011.pdf

³ Jean H.P. Paelinck, Leo H. Klaassen, **Spatial Econometrics**, Farnborough: Saxon House, 1979.

⁴ Andrew D. Cliff, J. Keith Ord, **Spatial Processes**, London: Pion, 1981.

⁵ Graham J. Upton, Bernard Fingleton, **Spatial Data Analysis by Example Vol.1: Point Pattern and Quantitative Data**, Wiley, 1985.

⁶ Luc Anselin, “**Non-Nested Tests On The Weight Structure In Spatial Autoregressive Models: Some Monte Carlo Results**”, Journal of Regional Science, 1986, C. 26, No:2, pp. 267-284.

⁷ Robert P. Haining, **Spatial Data Analysis in the Social and Environmental Sciences**, Cambridge University Press, 1990.

⁸ Luc Anselin, Raymond JGM Florax, **New Directions in Spatial Econometrics**, Springer Berlin Heidelberg, 1995a, pp. 21-74.

⁹ Luc Anselin, Julie Le Gallo, Hubert Jayet, **a.g.e.**, p. 625.

Genellikle, etkileşim etkisinin katsayılarının nokta tahmini, mekansal yayılma etkisinin var olup olmadığı hipotezini test etmek amacıyla kullanılmıştır.¹⁰

Son dönem çalışmalarında ise hem teori hem de uygulama açısından mekansal etkileşime giderek artan şekilde ilgi gösterildiği dikkat çekmektedir. Anselin ve Bera¹¹, Anselin^{12,13}, Florax ve Van Der Vlist¹⁴ çalışmaları bu çalışmalara temel oluşturmuştur.

Yine son dönemde mekansal panel veri modelleri üzerinde yapılan çalışmalar da dikkat çekmektedir. İlk çalışmalara örnek olarak; Baltagi¹⁵, Anselin¹⁶, Elhorst^{17,18}, Pesaran¹⁹, Baltagi v.d.²⁰, Baltagi v.d.²¹, Kapoor v.d.²²,nin çalışmaları verilebilir.²³

¹⁰ J. Paul Elhorst, **a.g.e.**, p. 2.

¹¹ Luc Anselin, Anil K. Bera, **Spatial Dependence in Linear Regression Models with an Introduction to Spatial Econometrics**, Statistics Textbooks and Monographs (Chapter: 7), 1998, pp. 237-290.

¹² Luc Anselin, **“Spatial Econometrics”**, A Companion to Theoretical Econometrics (Chapter: 14), Blackwell Publishing, 2001, pp. 310-330.

¹³ Luc Anselin, **“Under the Hood: Issues in the Specification and Interpretation of Spatial Regression Models”**, Agricultural Economics, 2002, C.27, No:3, pp. 247-267.

¹⁴ Raymond JGM Florax, Arno J. Van Der Vlist, **“Spatial Econometric Data Analysis: Moving Beyond Traditional Models”**, International Regional Science Review, 2003, C.26, No:3, pp. 223-243.

¹⁵ Badi H. Baltagi, **Econometric Analysis of Panel Data**, John Wiley&Sons, 2001, 2. Basım.

¹⁶ Luc Anselin, **a.g.e.**, 2001, pp. 310-330.

¹⁷ J.Paul Elhorst, **“Dynamic Models in Space and Time”**, Geographical Analysis, 2001, C.33, No:2, pp. 119-140.

¹⁸ J.Paul Elhorst, **“Specification and Estimation of Spatial Panel Data Models”**, International Regional Science Review, 2003, C. 26, No:3, pp. 244-268.

¹⁹ Mohammad H. Pesaran, **General Diagnostic Test for Cross Section Dependence in Panels**, Working Paper, University of Cambridge, 2004.

²⁰ Badi H. Baltagi, Peter H. Egger, Michael Pfaffermayr, **A Generalized Spatial Panel Data Model with Random Effect**, Working Paper, Syracuse University, 2006.

²¹ Badi H. Baltagi at. all., **“Testing for Serial Correlation, Spatial Autocorrelation and Random Effects Using Panel Data”**, Journal of Econometrics, 2007, C. 140, No:1, pp. 5-51.

²² Mudit Kapoor, Harry H. Kelejian, Ingmar J. Prucha, **“Panel Data Models with Spatially Correlated Error Components”**, Journal of Econometrics, 2007, C. 140, No:1, pp. 97-130.

²³ Luc Anselin, Julie Le Gallo, Hubert Jayet, **a.g.e.**, p. 625.

1.1.Mekansal Ekonometrinin Diğer Bilim Dalları ile İlişkisi

Mekansal ekonometri, mekanlar arasındaki ilişki yapısını ortaya koyması bakımından pek çok bilim dalı ile ilişkilendirilebilmekte ve farklı alanlardaki problemlerin çözümünde kullanılabilmektedir. Mekansal ekonometrinin ilişkili olduğu bilim dallarına örnek olarak; coğrafya, istatistik, iktisat, çevre bilimleri ve bu başlık altında ele alınacak bölgesel bilim, mekansal istatistik ve ekonometri verilebilir.

1.1.1.Mekansal Ekonometri ve Bölgesel Bilim İlişkisi

Bölgesel bilim, mekansal davranış hakkındaki zengin teorik formülasyonları kullanarak, şehir ve bölgelerin karşı karşıya kaldığı sorunları çözmeye çalışmaktadır. İşlevsel anlamda bu amaca ulaşabilmek için, soyut formdaki teorilerin uygulanabilir modellere dönüştürülmesi gerekmektedir. Bu yolla, kavramlar ve ilişkiler; uygun veri ve ölçüm tekniklerinin seçimi, hipotez testleri ve parametre tahmininden oluşan matematiksel bir tanımlama ile açıklanabilmekte ve istatistiksel ya da ekonometrik teori araç olarak kullanılabilmektedir.²⁴

1.1.2.Mekansal Ekonometri ve Klasik Ekonometri İlişkisi

Mekansal ekonometri ve geleneksel ekonometri arasındaki ayrıma iki ana bakış açısıyla yaklaşılabilir. Bunlardan ilki konuya odaklanır. Buna göre, bölgesel bilim ile ilgili ekonomik modellerin istatistiksel analizi mekânsal ekonometrinin alanına girer. Bu bağlamda, mekansal etkileşim modelinin tahmini, kentsel yoğunluk fonksiyonunun istatistiksel analizi ve bölgesel ekonometrik modellerin ampirik analizi gibi çalışmalar mekansal ekonometrinin kapsamına giriyor kabul edilebilir.

²⁴ Luc Anselin, **Spatial Econometrics: Methods and Models**, Kluwer Academic Publisher, 1988a, p. 7.

İkinci yaklaşım daha dar bir alanı ele alır ve standart ekonometrik metotlarla doğrudan çözülmesi mümkün olmayan, bölgesel bilimin veri ve modellerinin kendine özgü mekansal etkileriyle ilgilenir. Bu etkiler, mekansal bağıllık ve mekansal heterojenlik olarak iki türdür. Özellikle Cliff ve Ord²⁵,un öncü çalışmasını takiben mekansal bağıllık ya da mekansal otokorelasyon en iyi bilinen ve en çok kabul gören etki olmuştur. Bu etki genellikle, kesit veri setinde gözlemler arasında var olan bağıllık anlamında kullanılır. Bu bağıllık, Waldo Tobler'e göre²⁶, coğrafyanın ilk yasası olan “ her şey başka bir şeyle ilişkilidir fakat yakın şeyler uzak şeylerden daha ilişkilidir.” ile ifade edilir.²⁷ Bu bağlamda mekansal bağıllık, bir lokasyondaki değişken değerinin yalnızca içsel koşullara değil aynı zamanda aynı değişkenin komşu lokasyonlarda aldığı değere de bağlı olmasıdır.²⁸ İkinci tür mekansal etki, mekansal heterojenliktir. Mekansal heterojenlik, veri seti boyunca fonksiyonel formun ve parametrelerin konumlara göre değişmesi, homojen olmaması anlamına gelir. Mekansal bağımlılık durumunun aksine mekânsal heterojenlikten kaynaklanan sorunların çözümünde klasik ekonometrik teknikler kullanılır.²⁹ Mekansal etkiler ileride daha detaylı olarak ele alınacaktır.

1.1.3.Mekansal Ekonometri ve Mekansal İstatistik ilişkisi

Mekansal istatistik ve mekansal ekonometri arasındaki fark mekansal ekonometrinin diğer bilim dalları ile olan farkına göre daha azdır ve kullanılacak yöntemler araştırmacının kişisel tercihinine bağlı olarak, ele alınan alana göre kategorize olma eğilimindedir.

²⁵ Andrew D. Cliff, J. Keith Ord, **Spatial Autocorrelation**, London: Pion, 1973.

²⁶ Waldo R. Tobler, "**Cellular Geography**", Philosophy in Geography, Springer Netherlands, 1979, pp. 379-386.

²⁷ Luc Anselin, **a.g.e.**, 1988, p. 8.

²⁸ Oscar Villar Frexedas, Esther Vaya, "**Financial Contagion Between Economies: An Exploratory Spatial Analysis**", Estudios de Economia Aplicada, 2005, C.23, No:1, p. 154.

²⁹ Luc Anselin, **a.g.e.**, 1988, p. 9.

Cliff ve Ord^{30,31}, Bartlett³², Bennet³³, Griffith^{34,35}, Ripley³⁶, Wartenberg³⁷, Upton ve Fingleton³⁸, Wringley³⁹ ve Gaile ve Wilmott⁴⁰ tarafından yapılan çalışmalar mekansal istatistik literatürünün temsili örnekleridir.

Mekansal ekonometri ile ilgili çalışmalar belli bir teoriyle ya da modelle başlama eğilimindedir ve mevcut olan mekansal etkiyi tanımlama, test etme ve tahmin problemine odaklanırlar. Hordijk^{41,42}, Hordijk ve Paelinck⁴³, Hordijk ve Nijkamp⁴⁴, Arora ve Brown⁴⁵, Blommestein⁴⁶, Blommestein ve Nijkamp⁴⁷, Anselin^{48,49}, Foster ve Gorr⁵⁰, Bartels ve Ketellapper⁵¹, Bahrenberg v.d.⁵² ve Nijkamp v.d.⁵³ nin çalışmaları buna örnektir.⁵⁴

³⁰ Andrew D. Cliff, J. Keith Ord, **a.g.e.**, 1973.

³¹ Andrew D. Cliff, J. Keith Ord, **a.e.**, 1981.

³² Maurice P.P. Bartlett, **The Statistical Analysis of Spatial Pattern**, London: Chapman and Hall, 1975.

³³ Robert J. Bennett, **Spatial Time Series: Analysis, Forecasting and Control**, Pion, London, 1979.

³⁴ Daniel A. Griffith, "Towards a Theory of Spatial Statistics", *Geographical Analysis*, 1980, C. 12, No:4, pp. 325-339.

³⁵ Daniel A. Griffith, "Toward a Theory of Spatial Statistics: Another Step Forward.", *Geographical Analysis*, 1987, C. 19, No:1, pp. 69-82.

³⁶ Brian D. Ripley, **Spatial Statistics**, Wiley Publishers, 1981.

³⁷ Daniel Wartenberg, "Multivariate Spatial Correlation: A method for Exploratory Geographical Analysis", *Geographical Analysis*, 1985, C. 17, No:4, pp. 263-283.

³⁸ Graham J. Upton, Bernard Fingleton, **a.g.e.**, 1985.

³⁹ Neil Wringley, **Statistical Applications in the Spatial Science**, London: Pion, 1979.

⁴⁰ Gary L. Gaile, Cort J. Willmott, **Spatial Statistics and Models**, Boston: Reidel, 1984.

⁴¹ Leen Hordijk, "Spatial Correlation in the Disturbances of a Linear Interregional Model.", *Regional and Urban Economics*, 1974, C.4, No:2, pp. 117-140.

⁴² Leen Hordijk, "Problems in Estimating Econometric Relations in Space.", *Papers in Regional Science*, 1979, C.42, No:1, pp. 99-115.

⁴³ Leen Hordijk, Jean H.P. Paelinck, "Some Principles and Results in Spatial Econometrics", *Recherches Économiques de Louvain/Louvain Economic Review*, 1976, C.42, No:3, pp. 175-197.

⁴⁴ Leen Hordijk, Peter Nijkamp, "Dynamic Models of Spatial Autocorrelation", *Environment and Planning A*, 1977, C.9, No:5, pp. 505-519.

⁴⁵ Swarnjit S. Arora, Murray Brown, "Alternative Approaches to Spatial Autocorrelation: An Improvement Over Current Practice", *International Regional Science Review*, 1977, C.2, No:1, pp. 67-78.

⁴⁶ Hans J. Blommestein, "Specification and Estimation of Spatial Econometric Models: A Discussion of Alternative Strategies for Spatial Economic Modelling", *Regional Science and Urban Economics*, 1983, C. 13, No:2, pp. 251-270.

⁴⁷ Hans J. Blommestein, Peter Nijkamp, "Testing the Spatial Scale and the Dynamic Structure in Regional Models: A Contribution to Spatial Econometric Specification Analysis", *Journal of Regional Science*, 1986, C. 26, No:1, pp. 1-17.

⁴⁸ Luc Anselin, "Estimation Methods for Spatial Autoregressive Structures: A Study in Spatial Econometrics." Program in Urban and Regional Studies, Cornell University, C.8, 1980.

⁴⁹ Luc Anselin, "Model Validation in Spatial Econometrics: A Review and Evaluation of Alternative Approaches", *International Regional Science Review*, 1988b, C.11, No:3, pp. 279-316.

1.2.Mekansal Etkiler

Mekansal etki, bir bölgede olan bir şeyin komşu bölgelerle ilişkili olması olarak tanımlanabilir.⁵⁵ Temelde ele alınan bölgelerin konumlarına bağlı olarak ortaya çıkan mekansal etkiyi iki ana başlık altında özetlemek mümkündür.

Mekansal etkilerin ilki, en genel tanımıyla komşu lokasyonlardaki korelasyonu ifade eden mekansal bağımlılıktır. Diğeri ise ilgilenilen değişkenin bir lokasyondan diğesine sabit olmayan varyansını ifade eden mekansal heterojenliktir.

Mekansal otokorelasyon ve mekansal bağımlılık birbirinin eş anlamı olmamakla birlikte bu terimler değiştirilebilir şekilde kullanılmaktadır. Uygulamaların birçoğunda daha zayıf bir terim olan otokorelasyon tercih edilmektedir. Son zamanlara kadar ekonometride mekansal otokorelasyon genellikle göz ardı edilmiş ya da birimlere göre eş zamanlı korelasyonun bir türü olarak ele alınmıştır. Diğer disiplinlerde, öncelikle jeoloji, ekoloji gibi fiziki bilimlerde ve bunlardan başka coğrafya, sosyolojideki sosyal ağ analizi ile psikolojide karşılıklı konumların bağımlılığı çok daha merkezi olmuştur.

Örneğin Toblerin coğrafyanın ilk yasası olarak yaptığı tanım, mekansal bağımlılığın istisnai bir durumdan ziyade bir kural olmasını önermektedir. Mekansal istatistiksel tekniklerin bir çoğu bu bağımlılıklarla başa çıkmak için geliştirilmiştir.⁵⁶

⁵⁰ Stuart A. Foster, Wilpen L. Gorr, “An Adaptive Filter for Estimating Spatially-Varying Parameters: Application to Modeling Police Hours Spent in Response to Calls for Service”, Management Science, 1986, C.32, No:7, pp. 878-889.

⁵¹ Cornelis Pa Bartels, Ronald H. Ketellapper, **Exploratory and Explanatory Statistical Analysis of Spatial Data**, Boston: Martinus Nijhoff, 1979.

⁵² Gerhard Bahrenberg, Manfred M. Fischer, Peter Nijkamp, **Recent Developments in Spatial Data Analysis: Methodology, Measurement, Models**, Gower, 1984.

⁵³ Peter Nijkamp, Helga Leitner, Neil Wrigley, “Measuring the Unmeasurable”, Biometrical Journal, 1987, C.29, No:6, pp. 754-755.

⁵⁴ Luc Anselin, **a.g.e.**, 1988, p. 10.

⁵⁵ Philip A. Viton, **Notes on Spatial Econometric Models**, City and Regional Planning, 2010, p. 3.

⁵⁶ Luc Anselin, Anil K. Bera, **a.g.e.**, 1998, pp. 241-242.

1.2.1.Mekansal Heterojenlik

Mekansal heterojenlik terimi bir alan üzerindeki ilişkilerde değişim anlamına gelir. Ekonometrik olarak düşünüldüğünde, bir alan üzerindeki her bir noktada farklı bir ilişkinin gözlenmesidir.⁵⁷ Modelin katsayılarının ya da kalıntı varyansının stabil olmaması şeklinde ifade edilebilir ve mekansal birimlerin homojenlikten uzaklaşmasına sebep olur. Mekansal heterojenlik, modelin kalıntı varyansının ele alınan farklı mekan gruplarında değişir olmasına bir başka ifade ile heteroskedasiteye sebep olabilir. Bunun yanı sıra, ihmal edilen değişkenler, model spesifikasyonunun yanlış belirlenmesi ve ölçme hataları da heteroskedasiteye yol açabilir. Bu durumda ekonometrik çalışmalarda, parametreleri heterojen modeller, tesadüfi katsayılar modeli, switching (geçişli) regresyon gibi yapısal değişimi göz önüne alan teknikler kullanılabilir.⁵⁸

Mekansal heterojenlik doğrusal bir regresyon modeli üzerinde aşağıdaki şekilde gösterilebilir,

$$y_i = f_i(x_i\beta_i, \varepsilon_i) \quad (1.1)$$

ya da,

$$y_i = x_i\beta_i + \varepsilon_i \quad (1.2)$$

burada; i , $i=1,2,...,n$ olmak üzere alandaki noktalardan toplanan gözlemleri ifade etmektedir.⁵⁹ x_i , $(1 \times k)$ boyutlu açıklayıcı değişkenler matrisi ve y_i , bağımlı değişken vektörüdür. β_i , parametre vektörü iken ε_i , doğrusal ilişkideki bir stokastik bozukluğu bir başka ifade ile hata terimini göstermektedir.

⁵⁷ James P. Lesage, **The Theory and Practice of Spatial Econometrics**, University of Toledo, Ohio, 1999, p. 7.

⁵⁸ Luc Anselin, **a.g.e.**, 1988, p. 13.

⁵⁹ James P. Lesage, **a.g.e.**, 1999, p. 7.

(1.1) regresyon modelinde n gözlem ile n parametrelili bir model, serbestlik derecesi hesaplanamayacağı gerekçesiyle tahmin edilemez. Bu nedenle parametre sayısının gözlem sayısından az olmasına dikkat edilmelidir. n gözlem sayısı ve k parametre sayısı olmak üzere $n > k$ olmalıdır.

Bölgesel bilim ve ekonomik coğrafya literatüründe alan etkisinin sabit olmadığını gösteren yeterli sayıda çalışma mevcuttur. Merkez konum, lider ve geri kalmış bölgelerin varlığı, kentsel büyüklük gibi konumdan konuma değişebilen birçok faktör her bir lokasyonun belirli özellikleri dikkate alınarak oluşturulan model spesifikasyonu üzerinde etkilidir.⁶⁰

Örneğin kentsel alanlar eşit dağılmayan nüfusa, gelir seviyesine sahiptir ve bölgelerin teknolojik açıdan gelişim seviyeleri de farklılık göstermektedir. Bölgeler arası stabil olmayan bu durumlar mekansal heterojenliğe sebep olabilmekte ve yapılacak analizlerde kullanılacak tekniklerin seçimini ve sonuçlarını etkilemektedir.

1.2.2.Mekansal Otokorelasyon

Mekansal otokorelasyon, bir rassal değişkenin komşu lokasyonlarda gözlenen değerleri arasındaki korelasyonun sıfırdan farklı olması şeklinde tanımlanabilir.⁶¹

i ve j lokasyonları arasındaki korelasyon,

$$Cov(y_i, y_j) = E(y_i y_j) - E(y_i)E(y_j) \neq 0 \quad \forall i \neq j \quad (1.3)$$

şeklinde gösterilebilir. Burada, i ve j lokasyonları arasındaki korelasyon sıfırdan farklıdır yani konumlar mekansal açıdan ilişkilidir.

Daha kapsamlı bir ifade ile mekansal otokorelasyon, değer benzerliği ile lokasyon benzerliğinin uyumu olarak tanımlanabilir.⁶² Bu uyum, otokorelasyonun yapısı gereği pozitif ve negatif şekilde gözlemlenebilir ya da mekansal birimlerin

⁶⁰ Luc Anselin, **a.g.e.**, 1988, p. 13.

⁶¹ David Darmofal, “**Spatial Econometrics and Political Science**”, In: Annual Meeting of Southern Political Science Association, Atlanta, GA, January, 2006, p. 6.

⁶² Philip A. Viton, **a.g.e.**, 2010, p. 3.

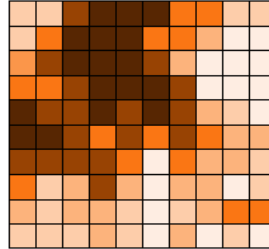
seiminde rassallık sz konusu ise bir uyumun varlıėından sz edilmeyebilir bir baėka ifade ile mekansal otokorelasyon olmayabilir. Pozitif mekansal otokorelasyon, bir rassal deėiėken iin dėk ya da yksek olan deėerlerin bir alanda kmelenme eėiliminde olması; negatif mekansal otokorelasyon ise bir lokasyonun komėu lokasyonlar tarafından ok farklı deėerler ile evrelenmiė olması olarak tanımlanabilir.

Bu iki mekansal otokorelasyon durumundan, pozitif otokorelasyon ile daha ok karėılaėılabilmekte, negatif mekansal otokorelasyon ise her zaman anlamlı olmayabilmektedir.⁶³

1.2.2.1.Pozitif Mekansal Otokorelasyon

Pozitif mekansal otokorelasyon durumunda bir deėiėkenin benzer deėerleri yakın olma eėilimindedir.

ėekil 1.1. Pozitif Mekansal Otokorelasyon



Kaynak: Luc Anselin'in ERSA Summer School 2006 ders notları.

ėekil 1.1.'de grldė zere yksek deėerler yksek deėerlerce, orta deėerler orta deėerlerce, dėk deėerler dėk deėerlerce evrelenmiėtir.⁶⁴

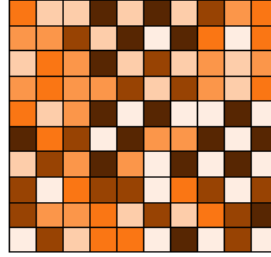
⁶³ Philip A. Viton, **a.g.e**, 2010, p. 3.

⁶⁴ Daniela Gumprecht, **Spatial Method in Econometrics**, Doktora Tezi, WU Vienna University of Economics and Business, 2007, p. 10.

1.2.2.2.Negatif Mekansal Otokorelasyon

Negatif mekansal otokorelasyon bir değişkenin farklı değerlerinin yakın olma eğilimi göstermesi olarak tanımlanabilir.

Şekil 1.2. Negatif Mekansal Otokorelasyon



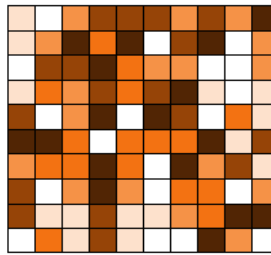
Kaynak: Luc Anselin'in ERSA Summer School 2006 ders notları.

Şekil 1.2.'de görüldüğü üzere yüksek değerler düşük değerlerce, orta değerler orta değerlerce ve düşük değerler yüksek değerlerce çevrenmiştir.⁶⁵

1.2.2.3.Mekansal Otokorelasyonun Olmaması Durumu

Teşhis edilebilir bir yüksek, orta ya da düşük değer olmaması durumunda ise mekansal otokorelasyonun varlığından bahsedilemez.

Şekil 1.3. Otokorelasyonun Olmaması Durumu



Kaynak: Luc Anselin'in ERSA Summer School 2006 ders notları.

Şekil 1.3.'de görüldüğü üzere bir rassallık söz konusudur ve değerlerin dağılımının izlediği belirli bir kalıp yoktur.

⁶⁵ Daniela Gumprecht, **a.g.e.**, 2007, p. 10.

1.3.Mekansal Ağırlıklandırma

Mekansal ekonometride ele alınan bölgeler ya da birimler arasında konumdan kaynaklı ortaya çıkan ilişki yapısı farklı metotlarla elde edilebilen bir matris vasıtasıyla ortaya konulabilir. Söz konusu birimler coğrafi konumlarına göre ele alınacaksa coğrafi ağırlıklandırma teknikleri kullanılırken, aralarındaki ilişki yapısına ve etkileşime göre ele alınacaksa sosyo-ekonomik ağırlıklandırma teknikleri kullanılabilir. Tüm bu tekniklerin amacı birimler arası bağlantıların ne şekilde gerçekleştiğini ortaya koymaktır.

1.3.1.Mekansal Ağırlıklandırma Teknikleri

Mekansal ağırlıklandırma teknikleri ele alınan konunun yapısına göre farklılık göstermektedir. Örneğin, ele alınan birim ülke, bölge gibi mekansal yapıda ise coğrafi tekniklerin kullanımı tercih edilebilecek iken, bireyler ya da firmalar gibi sosyal birimler söz konusu olduğunda sosyo-ekonomik sınıflandırmanın kullanımı daha uygun olabilir. Kullanılacak tekniğin seçimi ve bu teknik vasıtasıyla dışsal olarak oluşturulan ağırlık matrisinin hazırlanması ilgilenilen birimlerin yapısına ve araştırmacının tercihinine bağlıdır.

1.3.1.1. Sosyo-Ekonomik Ağırlıklandırma

İktisadi uygulamalarda ekonomik temelli ağırlıkların ve uzaklıkların kullanımı önerilmektedir. x kişi başına gelir ya da ırksal veya etnik bir grubun tüm nüfusa oranı gibi sosyoekonomik karakteristiğe sahip bir değişken iken ağırlıkların,

$$w_{ij} = \frac{1}{|x_i - x_j|} \quad (1.4)$$

şeklinde oluşturulması önerilir.⁶⁶

⁶⁶ Luc Anselin, Anil K. Bera, **a.g.e.**, 1998, p. 243.

1.3.1.2. Coğrafi Ağırlıklandırma

Geleneksel yaklaşım, komşu olarak tasarlanan bölgesel birimler ortak bir sınır paylaştığında (birinci dereceden komşuluk) ya da birbirlerine belli bir mesafede bulunduklarında coğrafyaya veya gözlemlerin mekansal düzenlenmesine dayanır.⁶⁷ Coğrafi ağırlıklandırma ilgilenilen birimlerin özelliğine göre uzaklığa bağlı oluşturulabileceği gibi sınırdaşlığa bağlı olarak da oluşturulabilir.

1.3.1.2.1. Uzaklığa Bağlı Ağırlıklandırma

Uzaklığa bağlı ağırlıklar, mekansal birimler arasındaki ortak sınırın nispi uzunluğuna ya da bu birimler arasındaki mesafeye göre belirlenir.⁶⁸ Tobler'in coğrafya yasasında öngördüğü şekilde, birimler arası mesafe arttıkça mekansal otokorelasyon azalır. Bu durum bir uzaklık azalan fonksiyonu ile ifade edilebilir.⁶⁹ Uygulamada, sınırdaş olmayan birimler kullanıldığında mesafeye dayalı komşuluğun kullanımı tercih edilmektedir ve bu komşuluk enlem-boylam temellidir.

Uzaklığa dayalı ağırlık matrisi,

$$w_{ij} = f(d_{ij}) \quad (1.5)$$

şeklinde ifade edilebilir. Burada d_{ij} , i ve j birimleri arasındaki mesafeyi ifade etmektedir. δ , bir uzaklık eşik değeri iken $d_{ij} \leq \delta$ için $w_{ij}=1$ olacak ve diğer durumlarda 0 değerini alacaktır.

Bu coğrafi yaklaşım, iki gözlem arasındaki ters mesafe ile belirlenebilen, ortak sınırın göreceli uzunluğunu içeren Cliff ve Ord ağırlıklarının genelleştirilmiş halidir. Cliff ve Ord ağırlıkları aşağıdaki gibi gösterilir,

⁶⁷ Luc Anselin, Anil K. Bera, **a.g.e.**, 1998, p. 243.

⁶⁸ Luc Anselin, **a.g.e.**, 1988, p. 20.

⁶⁹ David Darmofal, **a.g.e.**, 2006, p. 12.

$$w_{ij} = \frac{b_{ij}^{\beta}}{d_{ij}^{\alpha}} \quad (1.6)$$

Burada b_{ij} , i 'nin çevre uzunluğunda i ve j birimleri arasındaki ortak sınırın payıdır ve bundan dolayı b_{ij} , b_{ji} 'ye eşit olmak zorunda değildir, α ve β ise parametrelerdir.⁷⁰

1.3.1.2.2. Sınırdışlığa Bağlı Ağırlıklandırma

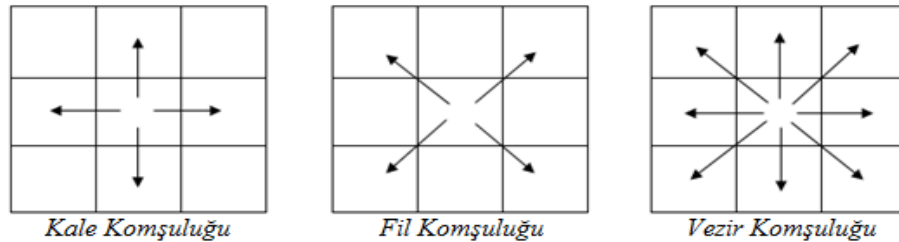
Mekansal birimler arası ilişkinin sınırlarının ayırt edilebilir bir harita üzerinden konuma dayalı olarak belirlenmesidir. Ortak sınıra sahip alanlar ve birbirini çevreleyen alanlar birçok farklı yol ile değerlendirilebilir. Söz konusu mekanların paylaştığı ortak kenar ve köşelere göre satranç tahtasındaki hareketlere benzetilen üç komşuluk tanımı geliştirilmiştir. Bunlar kale, fil ve vezir komşuluğu şeklindedir.⁷¹

Kale komşuluğu: Bitişik alanlar ortak bir kenar paylaşıyorsa komşudur.

Fil komşuluğu: Bitişik alanlar ortak bir köşe paylaşıyorsa komşudur.

Vezir Komşuluğu: Bitişik alanlar ortak bir kenar ve köşe paylaşıyorsa komşudur.

Şekil 1.4. Başlıca Komşuluk Çeşitleri



Kaynak: (çevrimiçi) <http://www.lpc.uottawa.ca/publications/moransi/moran.htm>

⁷⁰ Luc Anselin, Anil K. Bera, **a.g.e.**, 1998, p. 244.

⁷¹ Daniela Gumprecht, **a.g.e.**, 2007, p. 6.

Bu tanımlar kadar sık kullanılmamakla birlikte literatürde yer alan ilave komşuluk tanımları da vardır.⁷²

Doğrusal Komşuluk: İlgilenilen bölgenin hemen sağında ya da solunda ortak bir kenar paylaşıyor ise alanlar komşudur.

İkili Doğrusal Komşuluk: İlgilenilen bölgenin hemen sağında ya da solunda iki komşunun yer almasıdır.

İkili Kale Komşuluğu: İlgilenilen bölgenin kuzey ve güneyi sağı ve solunda iki komşunun yer almasıdır.

İlgilenilen konuya göre uygun komşuluk çeşidi seçilebilir.

1.3.2.Mekansal Komşuluk ve Ağırlık Matrisi

Bir mekansal komşuluk matrisi $\tilde{W}$, $N \times N$ boyutlu pozitif bir matristir. Matrisin bir $\tilde{w}_{ij}$ elemanı, matrisin satır elemanı i lokasyonu ile sütun elemanı j lokasyonu arasındaki etkileşimin gücünü ifade eder. Bu gözlemler arasındaki ilişkinin gücü mekansal ağırlık yapısı gibi bir ağ ile gösterilebilir ve yorumlanabilir. En basit ifade ile komşuluk matrisi ikili değer alır, i ve j lokasyonları komşu ise $\tilde{w}_{ij} = 1$ ve komşu değiller ise $\tilde{w}_{ij} = 0$ değerini alır. Matrisin köşegen elemanları $\tilde{w}_{ij} = 0$ 'dır.⁷³

Uygulamada, hesaplama kolaylığı ve mekansal değişkenlerin daha kolay yorumlanması açısından genellikle bu matrisin dönüştürülmüş hali kullanılır. En yaygın dönüştürme işlemi, satır standartlaştırmadır ve satır standartlaştırılmış komşuluk matrisine mekansal ağırlık matrisi adı verilir. Satır standartlaştırma işleminde, satırdaki her bir eleman satır toplamına bölünür. Bu durumda $\tilde{w}_{ij}$ mekansal komşuluk matrisindeki her bir elemanı ifade ediyorken, w_{ij} elemanı aşağıdaki gibi elde edilir.⁷⁴

⁷² James P. Lesage, **a.g.e.**, 1999, p. 11.

⁷³ Luc Anselin, Julie Le Gallo, Hubert Jayet, **a.g.e.**, 2008, p. 627.

⁷⁴ Philip A. Viton, **a.g.e.**, 2010, p. 5.

$$w_{ij} = \frac{w_{ij}}{\sum_j w_{ij}} \quad (1.7)$$

Bir i bölgesinin komşusu yok ise, örneğin bir ada ise bu hesaplama şu şekilde yapılır,

$$w_{ij} = \frac{w_{ij}}{\max\left(1, \sum_j w_{ij}\right)} \quad (1.8)$$

W matrisi, satır stokastik matris olarak da adlandırılır. Eğer ada gibi komşusuz bölgeler söz konusu değil ise, matrisin her bir elemanı 0 ve 1 arasında bir değer alacaktır ve bu dönüştürme ile simetrik olan mekansal komşuluk matrisi artık simetrik olmayan mekansal ağırlık matrisi halini alacaktır.⁷⁵

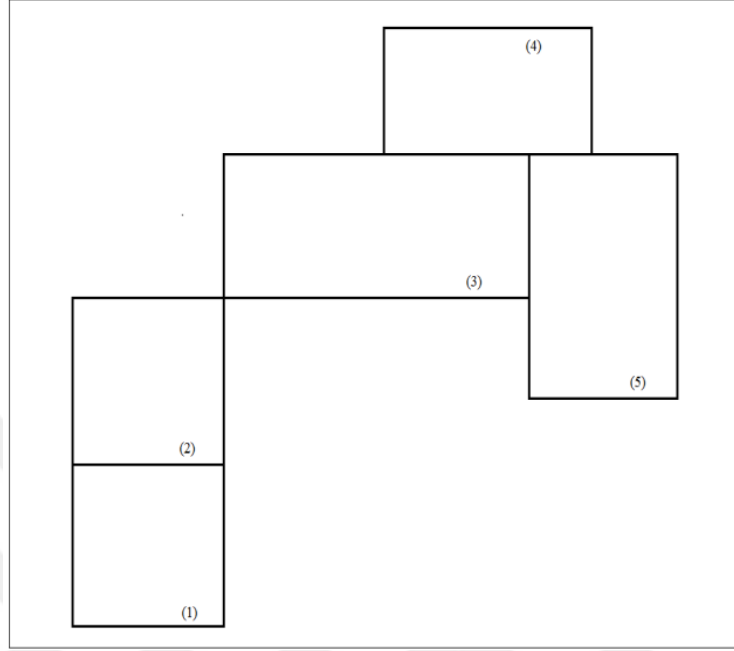
Lesage⁷⁶ çalışmasında komşuluk ilişkisini görselleştirmek amacıyla aşağıdaki şekli kullanmış ve bu şekil üzerinden, uygulamalı çalışmalarda sıklıkla kullanılan kale komşuluğuna göre birinci dereceden komşuluk tanımı ile mekansal ağırlık matrisini belirlemiştir.

Lesage'ın komşuluk örneğinde 5 bölge bulunmaktadır bu sebeple ilgili komşuluk tanımına göre oluşturulacak komşuluk matrisi 5×5 boyutlu, elemanları 0 ya da 1 değerini alan, köşegen elemanları 0 olan simetrik bir matris olacaktır.

⁷⁵ Philip A. Viton, **a.g.e.**, 2010, p. 5.

⁷⁶ James P. Lesage, **a.g.e.**, 1999, p. 13.

Şekil 1.5. Komşuluk Gösterimi



Kaynak: James P. Lesage, The Theory and Practice of Spatial Econometrics, p.12.

Şekil 1.5. için birinci dereceden kale komşuluğuna göre oluşturulmuş komşuluk matrisi $\tilde{W}$,

$$\tilde{W} = \begin{bmatrix} 0 & 1 & 0 & 0 & 0 \\ 1 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 1 & 1 \\ 0 & 0 & 1 & 0 & 1 \\ 0 & 0 & 1 & 1 & 0 \end{bmatrix} \quad (1.9)$$

Uygulamalı çalışmalarda sıklıkla bu matrisin dönüştürülmüş hali olan ağırlık matrisi kullanılır.⁷⁷ $\tilde{W}$ matrisinin satır standartlaştırılmış hali,

⁷⁷ James P. Lesage, **a.g.e.**, 1999, p. 13.

$$W = \begin{bmatrix} 0 & 1 & 0 & 0 & 0 \\ 1 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 1/2 & 1/2 \\ 0 & 0 & 1/2 & 0 & 1/2 \\ 0 & 0 & 1/2 & 1/2 & 0 \end{bmatrix} \quad (1.10)$$

şeklindedir. Böylece y değişken vektörü ile satır standartlaştırılmış W matrisinin çarpımının modelde kullanımı aşağıda görülebilir. Bu çarpım bitişik bölgelerin gözlemlerinin ortalamasına eşit, $y^* (=Wy)$ temsili değişkenini türetir.⁷⁸

$$\begin{bmatrix} y_1^* \\ y_2^* \\ y_3^* \\ y_4^* \\ y_5^* \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 0 & 1 & 0 & 0 & 0 \\ 1 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0.5 & 0.5 \\ 0 & 0 & 0.5 & 0 & 0.5 \\ 0 & 0 & 0.5 & 0.5 & 0 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} y_1 \\ y_2 \\ y_3 \\ y_4 \\ y_5 \end{bmatrix} \quad (1.11)$$

$$\begin{bmatrix} y_1^* \\ y_2^* \\ y_3^* \\ y_4^* \\ y_5^* \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} y_2 \\ y_1 \\ 1/2y_4 + 1/2y_5 \\ 1/2y_3 + 1/2y_5 \\ 1/2y_3 + 1/2y_4 \end{bmatrix} \quad (1.12)$$

Aşağıdaki eşitlik y^* değişkenleri kullanılarak elde edilen açıklayıcı değişken y ile bir yatay kesit mekansal örnek için oluşturulmuş doğrusal bir ilişkiyi göstermektedir.

$$y = \rho Wy + \varepsilon \quad (1.13)$$

$$y = \rho y^* + \varepsilon \quad (1.14)$$

şeklinde de gösterilebilir. Bu eşitlikte ρ tahmin edilmesi istenen regresyon parametresidir ve ε ilişkideki stokastik bozukluğu gösteren hata terimidir. ρ parametresi örnek verideki mekansal bağımlılığı ifade etmekte ve y vektöründeki

⁷⁸ James P. Lesage, **a.g.e.**, 1999, p. 13.

gözlemlere, komşu gözlemler ya da bitişik gözlemlerin ortalama etkisini ölçmektedir. y örnek verisinde gözlemler arasında mekansal bağımlılığın var olduğu varsayılırsa, y 'deki toplam değişimin bir kısmı, her bir gözlemin bağlı olduğu komşuları tarafından açıklanabilir. Bu durum, regresyon modeline ρ parametresi ile yansıtılır. Ek olarak; ρ 'nun tahmin değeri ($\hat{\rho}$) y 'deki toplam değişim içinde mekansal bağımlılık sebebiyle meydana gelen değişimin oranını vermektedir.⁷⁹

1.4.Mekansal Regresyon Modelleri

Bir çok uygulamalı çalışmada standart yaklaşım mekansal olmayan bir doğrusal regresyon modeli ile çalışmaya başlamak ve ardından modelin mekansal etki ile genişletilmeye ihtiyacı olup olmadığını test etmektir. Bu yaklaşım özelden genele yaklaşım olarak bilinir.⁸⁰ Mekansal olmayan bir doğrusal regresyon modelinde başlangıç noktası her bir i gözlemi için $i=1,..,n$ olmak üzere birbirini takip eden ilişkilerin olmasıdır. Bu ilişki yapısı,

$$y_i = \sum_{q=1}^Q X_{iq} \beta_q + \varepsilon_i \quad (1.15)$$

şeklinde gösterilebilir.⁸¹ Bu ilişki matris notasyonu ile aşağıdaki gibi gösterilebilir,⁸²

$$y = \alpha \iota_N + X \beta + \varepsilon \quad (1.16)$$

Burada bağımlı değişkendeki gözlemler $n \times 1$ boyutlu y vektörü ile temsil edilmektedir. Açıklayıcı değişkendeki gözlemler ise $Q \times 1$ boyutlu parametre vektörü β ile ilişkili, $n \times Q$ boyutlu X matrisi ile temsil edilirler. ε ise $n \times 1$ boyutlu rassal

⁷⁹ James P. Lesage, **a.g.e.**, 1999, p. 14.

⁸⁰ J. Paul Elhorst, “**Applied Spatial Econometrics: Raising the Bar**”, Spatial Econometrics Analysis, C.5, No:1, 2010, p. 11.

⁸¹ Manfred M. Fischer, Jinfeng Wang, **Spatial Data Analysis: Models, Methods and Techniques**, Springer Science & Business Media, 2011, p. 32.

⁸² Solmaria H. Vega, J. Paul Elhorst, “**On Spatial Econometric Models, Spillover Effects and W**”, 53rd ERSA Congress, Palermo, Italy 2013, p. 24.

hata terimleri vektörüdür. Hata teriminin beklenen değeri tüm i 'ler için 0'dır ($E[\varepsilon_i]=0$), hata terimleri bağımsız ve özdeş dağılırlar. Ayrıca hata terimlerinin varyansı tüm i 'ler için sabittir ($\text{var}[\varepsilon_i]=\sigma^2$) ve hata terimleri ilişkisizdir ($E[\varepsilon_i\varepsilon_j]=E[\varepsilon_i]E[\varepsilon_j]=0 \quad i \neq j$)⁸³, dolayısıyla $E[\varepsilon\varepsilon']=\sigma^2I$ 'dir.⁸⁴ Bu model en küçük kareler ile tahmin edilebilmesine rağmen mekansal etkiye odaklanan modeller tercih sebebi olmaktadır.

Gözlemlerin bağımsız olduğu varsayımı, modeli büyük ölçüde basitleştirmesine rağmen burada hata terimleri arasında görülen mekansal bağımlılıktan dolayı bu basitleştirme işlemi uygun değildir. Ayrıca eğer açıklayıcı değişken, hata terimi ya da bağımlı değişken mekansal olarak ilişkili ise ve bu durum göz ardı ediliyor ise, modelde tanımlama hatası olur ve sapmalı ve tutarsız parametre tahminleri ile karşılaşılır. Bu sebeple bir mekansal bağımlılık söz konusu ise modele yansıtılmalıdır.

Mekansal bağımlılık; yakın alanlardaki komşu gözlemlerin değerlerine bağlı olan bir mekansal birimde, gözlenen değerlerin durumunu yansıtmaktadır. Mekansal bağımlılık; mekansal gecikme bağımlılığı ve mekansal hata bağımlılığı olarak iki farklı yapıda görülebilir. Bu yapılardan ilki bağımlı değişkendeki mekansal korelasyona, ikincisi hata teriminde gözlenen mekansal korelasyona dayanmaktadır. İlişki yapısının iki farklı şekillerde gözlemlenmesi mekansal model spesifikasyonları arasındaki ayrımı ifade etmeyi kolaylaştırmaktadır.⁸⁵ Şekil 1.6.'da mekansal olmayan model ile Manski model arasındaki tüm doğrusal mekansal ekonometrik modeller özetlenmiştir. Manski modelin sağından itibaren her bir model, onun parametrelerine bir ya da daha fazla kısıt uygulanarak elde edilebilir.⁸⁶

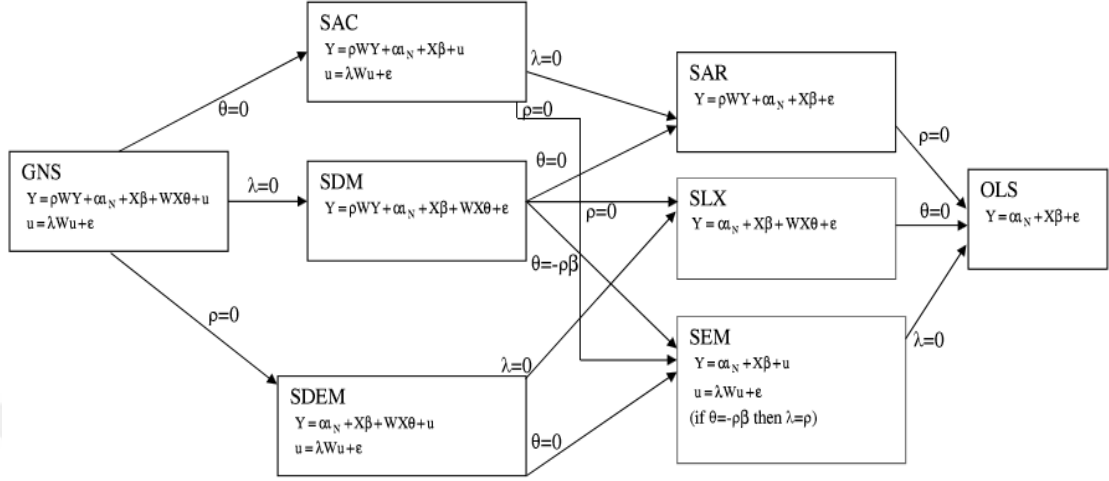
⁸³ Manfred M. Fischer, Jinfeng Wang, **a.g.e.**, 2011, p. 32.

⁸⁴ Manfred M. Fischer, Jinfeng Wang, **a.e.**, 2011, p. 32.

⁸⁵ Manfred M. Fischer, Jinfeng Wang, **a.e.**, 2011, p. 32.

⁸⁶ J. Paul Elhorst, **a.g.e.**, 2010, p. 11.

Şekil 1.6. Mekansal Regresyon Modelleri



Kaynak: (çevrimiçi) Solmaria H. Vega, J. Paul Elhorst, On Spatial Econometric Models, Spillover Effects and W, p.24.

Şekil 1.6.'da gösterilen modellerin bir kısmı iyi bilinen ve uygulamalı çalışmalarda sıklıkla kullanılan modeller iken bazıları için durum bunun tersidir. Bu modeller ileriki bölümlerde detaylı olarak ele alınacaktır.

Uygulamada en sık kullanılan modellerden mekansal gecikme modeli (*SAR model*), bağımlı değişkendeki mekansal korelasyonu açıklar. Bu tür bir model spesifikasyonu, komşuluk etkisinin önemini vurgulayan ya da alansal birimlerin sınırlarını aşan ve bağımlı değişkende görülen mekansal dışsallık gibi teorik argümanlara dayanır. Bu şekilde ortaya çıkan mekansal otokorelasyonun anlamlı bir yorumu yapılabilir. ⁸⁷

Buna karşın mekansal hata modeli (*SEM model*), hata terimindeki mekansal bağımlılığı açıklar. Mekansal hata bağımlılığı, gözlenemeyen gizil değişkenlerin mekansal korelasyonlu olması şeklinde ortaya çıkabilir. Bunun yanı sıra bu bağımlılık, analiz için toplanan değişkenlerin komşuluk yapısını doğru yansıtmaması durumunda da ortaya çıkabilmektedir. Bu şekildeki bir mekansal otokorelasyon yapısının gerçekçi olmadığı düşünülmektedir. ⁸⁸

⁸⁷ Manfred M. Fischer, Jinfeng Wang, **a.g.e.**, 2011, p. 32.

⁸⁸ Manfred M. Fischer, Jinfeng Wang, **a.e.**, 2011, p. 33.

Lesage ve Pace⁸⁹ çalışmasında, bir mekansal gecikmeli bağımlı değişken (WY) ve bir mekansal otokorelasyonlu hata terimi ($W\varepsilon$) ile genel mekansal modeli (*SAC model*) göstermişlerdir. Kelejian ve Prucha⁹⁰ bu modelin ana savunucularından oldukları için bu model bazı kaynaklarda Kelejian-Prucha modeli olarak da adlandırılmaktadır. Anselin⁹¹ tarafından tanıtılan ve mekansal Durbin modeli olarak nitelendirilen bir diğer model ise, bir mekansal gecikmeli bağımlı değişken (WY) ve mekansal gecikmeli bağımsız değişkenler ile oluşturulmuştur. Lesage ve Pace tarafından mekansal Durbin hata modeli olarak (*SDEM model*) nitelendirilen model ise, mekansal gecikmeli bağımsız değişkenler (WX) ve bir mekansal otokorelasyonlu hata terimi ile oluşturulmuş olup uygulamada nadiren kullanılmaktadır.⁹²

1.4.1. Yuvalanmış Mekansal Model (GNS Model)

Mekansal modellerden en genel olanı yuvalanmış mekansal model olarak adlandırılır.⁹³ Bu model aynı zamanda bazı çalışmalarda Manski modeli olarak da geçmektedir.

Manski⁹⁴ özel bir lokasyondaki bir gözlemin bir diğer lokasyondaki gözleme neden bağımlı olduğunu üç farklı etkiyle açıklamaktadır;⁹⁵

- i. *İçsel Etkileşim Etkisi*: Bir mekansal birimin bir şekilde davranma kararının, bir diğer mekansal birimde alınan karara bağlı olmasıdır.

⁸⁹ James P. Lesage, Robert K. Pace, **Introduction to Spatial Econometrics**, Boca Raton, Taylor& Francis, 2009a.

⁹⁰ Harry H. Kelejian, Ingmar R. Prucha, “A Generalized Spatial Two-Stage Least Squares Procedure for Estimating a Spatial Autoregressive Model with Autoregressive Disturbances”, *Journal of a Real Estate Finance and Economics*, C.17, No:1, 1998, pp. 99-121.

⁹¹ Luc Anselin, **Spatial Econometrics: Methods and Models**, Kluwer Academic Publisher, 1988.

⁹² J. Paul Elhorst, **a.g.e.**, 2010, p. 14.

⁹³ Scott J. Cook, Jude C. Hays, Robert J. Franzese, “**Model Specification and Spatial Interdependence**”, 2015.

⁹⁴ Charles F. Manski, “**Identification of Endogenous Social Effects: The Reflection Problem**”, *The Review of Economic Studies*, C.60, No:3, 1993, pp. 531-542.

⁹⁵ J. Paul Elhorst, **a.g.e.**, 2010, p. 11.

- ii. *Dışsal Etkileşim Etkisi:* Bir mekansal birimin bir şekilde davranma kararının, bir diğer mekansal birimdeki bağımsız açıklayıcı değişkenlerin kararına bağlı olmasıdır.
- iii. *Korelasyon Etkisi:* Gözlenemeyen benzer çevresel özelliklerin benzer davranışlara sebep olmasıdır.

Tüm bu etkileşim etkilerini taşıyan yuvalanmış mekansal model,

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

$$u = \lambda Wu + \varepsilon \quad (1.17)$$

şeklindedir.⁹⁶ Burada WY , bağımlı değişkenler arasındaki içsel etkileşim etkisini gösterir. WX , bağımsız değişkenler arasındaki dışsal etkileşim etkisi ve Wu , mekansal birimlerin hata terimleri arasındaki etkileşim etkisidir. Modeldeki ρ mekansal otoregresif katsayı olarak, λ mekansal otokorelasyon katsayısı olarak adlandırılır⁹⁷ ve her iki parametre de birimler arasındaki bağımlılığın gücünü ölçer.⁹⁸ β ve θ ; $K \times 1$ boyutlu, parametreleri tahmin edilmesi gereken sabit vektördür. W ; $N \times N$ boyutlu, negatif olmayan ve örnek birimleri arasındaki bağımlılık yapısını gösteren matristir.

Bu model mekansal gecikmeli bağımlı bir değişkeni, mekansal gecikmeli bağımsız değişkenleri ve mekansal otokorelasyonlu hata terimini aynı anda içerir. Manski⁹⁹,ye göre $K + 2$ etkileşim etkisinin en az biri elimine edilmelidir aksi halde parametreler tanımlanamaz. Lesage ve Pace¹⁰⁰,e göre bu durumda en iyi seçenek mekansal otokorelasyonlu hata teriminin elimine edilmesidir. Çünkü bağımlı değişken ve/veya bağımsız değişkenlerdeki mekansal bağımlılığı göz ardı etmek bir regresyon denkleminde bir ya da daha fazla ilgili açıklayıcı değişkenin atılması durumunda olduğu gibi kalan değişkenler için katsayı tahminlerinin sapmalı ve

⁹⁶ Solmaria H. Vega, J. Paul Elhorst, **a.g.e.**, 2013, p. 24.

⁹⁷ J. Paul Elhorst, **a.g.e.**, 2010, p. 11.

⁹⁸ Solmaria H. Vega, J. Paul Elhorst, **a.g.e.**, 2013, p. 5.

⁹⁹ Charles F. Manski, **a.g.e.**, 1993.

¹⁰⁰ James P. Lesage, Robert K. Pace, **a.g.e.**, 2009a.

tutarsız olmasına sebep olacaktır. Hata terimindeki mekansal bağımlılığın göz ardı edilmesi ise yalnızca etkinlik kaybına sebep olacaktır.¹⁰¹

1.4.2.Mekansal Gecikme Modeli (SAR Model)

Mekansal gecikme modeli, (1.4.1)'in kısıtlarla daraltılmış halidir. Bu model, $i \neq j$ iken i alanındaki bağımlı değişken Y 'nin gözlemlerinin komşu alanlardaki gözlemlere bağlı olmasına olanak tanır. Mekansal gecikme modeli, 1. dereceden mekansal otoregresif model (*SAR model*) olarak da adlandırılır ve model yapısı,

$$Y_i = \rho \sum_{j=1}^n W_{ij} Y_j + \sum_{q=1}^Q X_{iq} \beta_q + \varepsilon_i \quad (1.18)$$

şeklinde gösterilir.¹⁰² Burada W_{ij} , $N \times N$ boyutlu mekansal ağırlık matrisidir. W_{ii} değeri tüm i 'ler için 0'dır ve matrisin tüm değerleri egzojendir. W matrisinin satır stokastik olduğu varsayılır, satır stokastik matris terimi negatif olmayan matrisi yani standartlaştırılmış satır toplamı 1'e eşit olan matrisi ifade etmektedir. ρ , Y_i ve $\sum_j W_{ij} Y_j$ arasındaki mekansal otoregresif ilişkinin gücüne bağlı olan ve tahmin edilmesi gereken bir skalerdir. ρ 'nun değeri $(w_{\min}^{-1}, w_{\max}^{-1})$ aralığında tanımlanır. Burada $w_{\min}$ ve $w_{\max}$, W matrisinin minimum ve maksimum özdeğerlerini göstermektedir. Satır standartlaştırılmış ağırlık matrisi için $-1 \leq w_{\min} < 0$, $w_{\max} = 1$ olduğundan ρ 'nun tanım aralığı -1'den 1'e kadardır. Pozitif mekansal bağımlılık durumunda, ρ 'nun sınırları $[0,1)$ aralığında olacaktır. $\rho = 0$ ise, model klasik regresyon modeline dönüşmektedir bu sebeple ρ katsayı tahmininin istatistiksel olarak anlamlılığı önem taşımaktadır.¹⁰³

¹⁰¹ J. Paul Elhorst, **a.g.e.**, 2010, p. 14.

¹⁰² Manfred M. Fischer, Jinfeng Wang, **a.g.e.**, 2011, p. 33.

¹⁰³ Manfred M. Fischer, Jinfeng Wang, **a.g.e.**, 2011, p. 33.

Matris notasyonuyla mekansal gecikme modeli,

$$Y = \rho WY + \alpha \iota_N + X\beta + \varepsilon \quad (1.19)$$

şeklinde gösterilir.¹⁰⁴

Regresyon spesifikasyonuna satır standartlaştırılmış ağırlık matrisi W ile ek bir değişken olarak komşuların ortalama değeri de eklenir. WY ile gösterilen bu değişken, mekansal gecikmeli bağımlı değişken olarak adlandırılır. Örneğin Avrupa bölgesinin büyüme oranları için oluşturulan bir mekansal gecikme modeline komşu bölgelerin büyüme oranlarının ortalaması bir açıklayıcı değişken olarak eklenir.¹⁰⁵

Y için modelin kısaltılmış formu,

$$Y = (I - \rho W)^{-1} (X\beta + \varepsilon) \quad (1.20)$$

şeklinde dir. Böylece Y 'nin beklenen değeri,

$$E[Y] = (I - \rho W)^{-1} X\beta \quad (1.21)$$

Hata terimlerinin ortalamasının sıfır olduğu varsayımı yapıldığı için, şeklinde elde edilir. Eşitlikteki ters matris $(I - \rho W)^{-1}$ mekansal çarpan olarak adlandırılır ve ρ bağımlılık parametresi tarafından ölçülen, komşu gözlemler tarafından belirlenen X değerlerinin doğrusal bir kombinasyonuna bağlı her bir Y_i gözleminin beklenen değerini içerir.

1.4.3. Mekansal Hata Modeli (SEM Model)

Mekansal hata modeli, hata sürecinde bağımlılık söz konusu olduğunda yani farklı alanlara ait hatalar arasındaki kovaryans sıfırdan farklı olduğunda ortaya çıkan bağımlılığı ifade etmek için kullanılır.

¹⁰⁴ Solmaria H. Vega, J. Paul Elhorst, **a.g.e.**, 2013, p. 24.

¹⁰⁵ Manfred M. Fischer, Jinfeng Wang, **a.g.e.**, 2011, p. 33.

Birinci dereceden bir mekansal otoregresif sürecin en yaygın gösterimi,

$$u_i = \lambda \sum_{j=1}^n W_{ij} u_j + \varepsilon_i \quad (1.22)$$

şeklindedir.¹⁰⁶ Burada λ otoregresif parametre, u_i bağımsız ve özdeş dağılan rassal hata terimidir. Bu gösterim matris notasyonuyla yeniden formüle edildiğinde,

$$u = \lambda W u + \varepsilon \quad (1.23)$$

halini alır. Burada $|\lambda| < 1$ olduğu varsayılır ve bu eşitlik u için çözüldüğünde,

$$u = (I - \lambda W)^{-1} \varepsilon \quad (1.24)$$

elde edilir. Bu eşitlik standart regresyon modeline yerleştirildiğinde mekansal hata modeli elde edilir. Bu durumda mekansal hata modelinin gösterimi,

$$Y = \alpha \iota_N + X \beta + (I - \lambda W)^{-1} \varepsilon \quad (1.25)$$

yani,

$$Y = \alpha \iota_N + X \beta + u \quad (1.26)$$

şeklindedir.¹⁰⁷ $E[\varepsilon \varepsilon'] = \sigma^2 I$ olduğundan hata varyans-kovaryans matrisi aşağıdaki gibi tanımlanır,¹⁰⁸

$$E[uu'] = \sigma^2 (I - \lambda W)^{-1} (I - \lambda W')^{-1} \quad (1.27)$$

Mekansal hata modeli, klasik regresyon modeli ile mekansal otoregresif modelin hata teriminin bir kombinasyonu olarak düşünülebilir ve dolayısıyla klasik

¹⁰⁶ Manfred M. Fischer, Jinfeng Wang, **a.g.e.**, 2011, p. 34.

¹⁰⁷ Solmaria H. Vega, J. Paul Elhorst, **a.g.e.**, 2013, p. 24.

¹⁰⁸ Manfred M. Fischer, Jinfeng Wang, **a.g.e.**, 2011, p. 34.

regresyon modeline eşit olması gibi bir beklenti vardır. Büyük örneklerde, mekansal hata modeli ve klasik regresyon modelinin β parametrelerinin nokta tahmini aynı olacaktır, ancak küçük örneklerde hata teriminde mekansal bağımlılığın doğru modellendiği durumlarda daha doğru sonuç elde edilebilir. Eşitliğin sağ tarafında mekansal gecikme terimi WY içeren mekansal gecikme modeli, klasik regresyon modelinden tümüyle farklı beklentilere sahiptir.¹⁰⁹

1.4.4. Mekansal Durbin Model (SDM Model)

Mekansal Durbin model, mekansal gecikme modelinin mekansal gecikmeli açıklayıcı değişkenler ile genişletilmiş halidir. Bu model,

$$Y = \rho WY + \alpha \iota_N + X\beta + WX\theta + \varepsilon \quad (1.28)$$

şeklinde yazılabilir.¹¹⁰ Lesage ve Pace¹¹¹, e göre mekansal Durbin modeli bir mekansal gecikmeli bağımlı değişken ve mekansal gecikmeli açıklayıcı değişkenlerin her ikisini de içermektedir. Bu model özellikle tanımlama problemi nedeniyle Gibbons ve Overman¹¹² tarafından eleştirilmiştir. Gibson ve Overman, mekansal ağırlık matrisinin (W) doğru tanımlandığı durumda sadece SDM parametrelerinin zayıf tanımlandığını iddia ederler.¹¹³

Ek olarak, mekansal Durbin modeli literatürde yaygın olarak kullanılan modellerin birçoğuna yuvalandığı için mekansal regresyon analizinde önemli bir konuma sahiptir.¹¹⁴

¹⁰⁹ Manfred M. Fischer, Jinfeng Wang, **a.g.e.**, 2011, p. 34.

¹¹⁰ Solmaria H. Vega, J. Paul Elhorst, **a.g.e.**, 2013, p. 24.

¹¹¹ James P. Lesage, Robert K. Pace, **a.g.e.**, 2009a.

¹¹² Steve Gibbons, Henry G. Overman, “**Mostly Pointless Spatial Econometrics**”, Journal of Regional Science, C.52, No:2, 2012, pp. 172-191.

¹¹³ Solmaria H. Vega, J. Paul Elhorst, **a.g.e.**, 2013, p. 2.

¹¹⁴ James P. Lesage, Robert K. Pace, “**A Sampling Approach to Estimate the Log Determinant Used in Spatial Likelihood Problems**”, Journal of Geographical Systems, C.11, No:3, 2009b, pp. 209–225.

- i. $\theta = 0$ kısıtı uygulanarak bağımlı değişkende mekansal gecikme içeren mekansal otoregresif model elde edilir ancak mekansal gecikmeli açıklayıcı değişkenlerin etkisi dışlanır.
- ii. $\theta = -\rho\bar{\beta}$ ortak faktör parametresi kısıtı ile mekansal hata modedi spesifikasyonu elde edilir ve burada alanlar arasındaki dışsallıkların çoğunlukla rassal şokların mekansal iletimi nedeniyle meydana gelen sorunlu mekansal bağımlılık problemi taşıdığı varsayılır.
- iii. $\rho = 0$ kısıtı bir bağımsız değişkeni mekansal gecikmeli model (*SLX*) ile sonuçlanır ve burada bağımlı değişkenin gözlemleri arasında bağımsızlık olduğu varsayılır ve model mekansal gecikmeli açıklayıcı değişkenler vasıtası ile komşu bölgelerin özelliklerini içerir.
- iv. Son olarak, $\rho = 0$ ve $\gamma = 0$ kısıtlarının birlikte uygulanması ile klasik en küçük kareler regresyon modeli elde edilir.

Bu kısıtların uygulanabilirliğinden dolayı SDM modeli için genelden özele yaklaşım önerilir. Monte Carlo sonuçlarına göre, kısıtlamaları test etmek için Burridge¹¹⁵ tarafından ileri sürülen olabilirlik oranı testinin (*LR*) alternatif testlere göre gücü daha yüksektir.¹¹⁶

Son olarak, (1.28)'deki mekansal Durbin modeli aşağıdaki gibi genelleştirilebilir:¹¹⁷

$$\begin{aligned}
 y &= \rho W_1 + X\beta + W_1\bar{X}\gamma + \varepsilon \\
 \varepsilon &= \lambda W_2\varepsilon + u \\
 u &\sim N(0, \sigma_u^2 I)
 \end{aligned}
 \tag{1.29}$$

Burada $N \times N$ boyutlu ağırlık matrisleri W_1 ve W_2 aynı ya da farklı matrisler olabilir.

¹¹⁵ Peter Burridge, “On the Cliff-Ord Test for Spatial Autocorrelation”, Journal of the Royal Statistical Society B, 1980, C. 42, pp. 107-108.

¹¹⁶ James P. Lesage, Robert K. Pace, **a.g.e.**, 2009a.

¹¹⁷ James P. Lesage, Robert K. Pace, **a.e.**, 2009a, pp. 52-54.

1.4.5.Genel Mekansal Model (SAC Model)

Lesage ve Pace¹¹⁸,in çalışmalarında SAC model olarak adlandırılan bu model, bir mekansal gecikmeli bağımlı değişken ve bir mekansal otoregresif hata terimi içerir.¹¹⁹ Aynı model Elhorst¹²⁰ tarafından Kelejian-Prucha modeli olarak, Kelejian¹²¹,in çalışmasında ise SARAR model olarak adlandırılmıştır.

Genel mekansal model;¹²²

$$\begin{aligned} Y &= \rho WY + \alpha \iota_N + X\beta + u \\ u &= \lambda Wu + \varepsilon \end{aligned} \quad (1.30)$$

şeklinde gösterilir. Bu model yuvalanmış mekansal modelden mekansal gecikmeli dışsal değişkenlerin çıkarılması ile elde edilmiştir.¹²³

1.4.6.Bağımsız Değişkeni Mekansal Gecikmeli Model (SLX Model)

SLX model, mekansal gecikmeli açıklayıcı değişken içeren modeldir. Denklemdaki her bir açıklayıcı değişken için farklı yerel yayılma etkisi üretir ve mekansal ağırlık matrisi W 'nin ölçümüne izin verir.¹²⁴

$$Y = \alpha \iota_N + X\beta + WX\theta + \varepsilon \quad (1.31)$$

SLX model, mekansal modellerin ekonometrik teorisiyle ilgilenen araştırmacılar tarafından tercih edilmemekle birlikte yayılma etkisini odağına alan çalışmalarda bir çıkış noktası olarak kullanılabilir.¹²⁵ SLX model global

¹¹⁸ James P. Lesage, Robert K. Pace, **a.g.e.**, 2009a, p. 32.

¹¹⁹ Solmaria H. Vega, J. Paul Elhorst, **a.g.e.**, 2013, p. 2.

¹²⁰ J. Paul Elhorst, **a.g.e.**, 2010, p. 13.

¹²¹ Harry H. Kelejian, “A Spatial J-test for Model Specification Against a Single or a Set of Non-Nested Alternatives”, Letters in Spatial and Resource Sciences, C.1, 2008, pp. 3-11.

¹²² Solmaria H. Vega, J. Paul Elhorst, **a.g.e.**, 2013, p. 24.

¹²³ Peter Burridge, **a.g.e.**, 2011, p. 75.

¹²⁴ Solmaria H. Vega, J. Paul Elhorst, **a.g.e.**, 2013, p. 7.

¹²⁵ Solmaria H. Vega, J. Paul Elhorst, **a.e.**, 2013, p. 4.

yayılma etkisi spesifikasyonu gibi uygulamalarda yaygın olarak kullanılmaz iken lokal yayılma etkisini araştırmak, tatmin etmek ve yorumlamak açısından kullanışlıdır.¹²⁶

1.4.7.Mekansal Durbin Hata Modeli (SDEM)

Yuvalanmış modele $\rho = 0$ kısıtı getirilerek elde edilen bu model Lesage ve Pace¹²⁷ tarafından mekansal Durbin hata modeli olarak adlandırılmıştır.¹²⁸ Mekansal Durbin hata modeli,

$$\begin{aligned} Y &= \alpha t_N + X\beta + WX\theta + u \\ u &= \lambda Wu + \varepsilon \end{aligned} \quad (1.32)$$

şeklinde gösterilir.¹²⁹ Burada, doğrudan etkiler β parametresine karşılık gelirken, dolaylı etkiler θ parametresine karşılık gelmektedir.¹³⁰ Bu model ekonometrik teoriye odaklanan çalışmalarda kullanılmamakla birlikte¹³¹ tıpkı SLX model gibi lokal yayılma etkisinin araştırılması için uygun bir modeldir.¹³²

¹²⁶ Solmaria H. Vega, J. Paul Elhorst, **a.g.e.**, 2013, p. 8.

¹²⁷ James P. Lesage, Robert K. Pace, **a.g.e.**, 2009, pp. 209–225.

¹²⁸ Peter Burridge, “**A research Agenda on General to Specific Spatial Model Search**”, *Investigaciones Regionales: Journal of Regional Research*, C.21, 2011, p. 76.

¹²⁹ Solmaria H. Vega, J. Paul Elhorst, **a.g.e.**, 2013, p. 24.

¹³⁰ Yuri M. Zhukov, **Applied Spatial Statistics in R**, Section 6, Geostatistics, 2010. (çevrimiçi)<http://www.people.fas.harvard.edu/~zhukov/Spatial5.pdf>

¹³¹ Peter Burridge, **a.g.e.**, 2011, p. 76.

¹³² Solmaria H. Vega, J. Paul Elhorst, **a.g.e.**, 2013, p. 8.

İKİNCİ BÖLÜM

MEKANSAL MODELLERİN TAHMİNİ VE TESTLERİ

Mekansal veri ile analize başlarken yanıtlanması gereken ilk soru, verilerin birbiri ile mekansal açıdan ilişkili olup olmadığı yani bir mekansal etkinin var olup olmadığıdır. Eğer veriler mekansal olarak ilişkili değil ise ve veri setinde yayılma etkisine dair bir bilgi yoksa model tahmininde standart ekonometrik yöntemler kullanılabilir. Eğer veriler mekansal olarak ilişkili ise diğer bir ifade ile veride belirgin bir mekansal yapı var ise, standart ekonometrik tahmin metodların kullanımı kalıntı varyansının sapmalı tahminine ve regresyon katsayılarının tutarsız tahmin edilmesine sebep olacağından mekansal ilişkiyi dikkate alan yöntemleri tercih etmek daha doğru olacaktır.¹ Bu sebeple mekansal etkinin varlığının tespit edilmesi için bir takım testler yapmak gerekmektedir. Bu bölümde, mekansal modeller için geliştirilmiş testler ve mekansal modellerin tahmininde kullanılan yöntemler ele alınacaktır.

2.1.Mekansal Modeller için Tahmin Yöntemleri

2.1.1.En Çok Olabilirlik Yöntemi

Bir mekansal gecikmenin ya da mekansal hata teriminin yapısına mekansal otokorelasyonu katan modellerin en çok olabilirlik ile tahminine ilk kapsamlı yaklaşım Ord tarafından gelmiştir.² Çıkış noktası, olabilirlik fonksiyonundan modeldeki hatalar için bir birleşik normal yoğunluk türetmektir. Bu olabilirlik fonksiyonunun önemli bir özelliği dönüşümün Jacobian olmasıdır, ρ ve λ mekansal otoregresif katsayılar ve W mekansal ağırlık matrisi iken $|I - \rho W|$ ve $|I - \lambda W|$

¹ Daniela Gumprecht, **Spatial Method in Econometrics**, Doktora Tezi, WU Vienna University of Economics and Business, 2007, p. 10.

² Keith Ord, “**Estimation Methods for Models of Spatial Interaction**”, Journal of the American Statistical Association, 1975, C.70, No:349, pp. 120-126.

sırasıyla mekansal gecikme ve mekansal hata modeli şeklini alır.³ Mekansal hata modeli ve mekansal gecikme modeli için mekansal Jacobian; zaman serilerinin aksine bir üçgensel matrisin determinantı değil, tüm matristir. Bu durum hesaplamayı önemli ölçüde karmaşıktır. Ord⁴ mekansal ağırlık matrisinin özdeğerleri ω_i 'nin fonksiyonda nasıl ifade edilebileceğini aşağıdaki gibi göstermiştir:

$$|I - \rho W| = \prod_{i=1}^N (1 - \rho \omega_i) \quad (2.1)$$

Bu sadeleştirme kullanılarak normallik varsayımı altında mekansal gecikme modeli için log-olabilirlik fonksiyonu:⁵

$$L = \sum_i \ln(1 - \rho \omega_i) - \frac{N}{2} \ln(2\pi) - \frac{N}{2} \ln(\sigma^2) - \frac{(y - \rho Wy - X\beta)'(y - \rho Wy - X\beta)}{2\sigma^2} \quad (2.2)$$

şeklinde elde edilir. Jacobian teriminin varlığı klasik LS ile en çok olabilirlik arasındaki sınırı çizmektedir. β ve σ^2 'ye göre 1. türev alınıp sıfıra eşitlenip düzeltmeler yapılırsa aşağıdaki eşitlikler elde edilir:

$$\beta_{ML} = (X'X)^{-1} X'(I - \rho W)y \quad (2.3)$$

ve,

$$\sigma_{ML}^2 = \frac{(y - \rho Wy - X\beta_{ML})'(y - \rho Wy - X\beta_{ML})}{N} \quad (2.4)$$

ρ 'ya bağlı olarak, bu tahminler mekansal gecikme modelindeki açıklayıcı değişkenler ve mekansal olarak filtrelenmiş bağımlı değişken için uygulanan LS'ye dayanır. Yukarıdaki eşitlikler log-olabilirlik fonksiyonunda yerine konulduğunda, ρ

³ Luc Anselin, Anil K. Bera, **Handbook of Applied Economic Statistics: Spatial Dependence in Linear Regression Models with an Introduction to Spatial Econometrics**, Statistics Textbooks and Monographs (Chapter:7) , 1998, p. 255.

⁴ Keith Ord, **a.g.e.**, 1975.

⁵ Luc Anselin, Anil K. Bera, **a.g.e.**, 1998, p. 255.

parametresinin doğrusal olmayan bir fonksiyonu olan log-olabilirlik fonksiyonu aşağıdaki gibi elde edilir:⁶

$$L_c = -\frac{N}{2} \ln \left[\frac{(e_0 - \rho e_L)' (e_0 - \rho e_L)}{N} \right] + \sum_i \ln(I - \rho \omega_i) \quad (2.5)$$

burada, e_0 ve e_L sırasıyla Y 'nin X 'e ve Wy 'nin X 'e göre regresyonlarından elde edilen kalıntılardır. ρ için en çok olabilirlik tahmini (2.5)'teki log-olabilirlik fonksiyonunun optimizasyonundan elde edilir. Heijmans ve Magnus^{7,8},un özetlediği çerçeveye dayalı olarak tahmin sonuçlarının tutarlılık, normallik, asimptotik etkinlik gibi asimptotik özelliklere sahip olduğu gösterilebilir. Parametrelerin asimptotik varyans matrisi aşağıdaki gibidir:⁹

$$AVar[\rho, \beta, \sigma^2] = \begin{bmatrix} tr[W_A]^2 + tr[W_A' W_A] + \frac{[W_A X \beta]' [W_A X \beta]}{\sigma^2} & \frac{(X' W_A X \beta)'}{\sigma^2} & \frac{tr(W_A)}{\sigma^2} \\ \frac{X' W_A X \beta}{\sigma^2} & \frac{X' X}{\sigma^2} & 0 \\ \frac{tr(W_A)}{\sigma^2} & 0 & \frac{N}{2\sigma^4} \end{bmatrix}^{-1} \quad (2.6)$$

Gösterimi basitleştirmek için $W(I - \rho W)^{-1} = W_A$ eşitliği kullanılmıştır. Burada klasik regresyon modelindeki gibi hata varyansı ve β arasındaki kovaryans sıfırdır. Fakat ρ ve hata varyansı arasındaki kovaryans sıfırdan farklı olabilir. Mekansal gecikme modeli için matrisdeki köşegen dışı elemanlardaki bilgiler spesifikasyon

⁶ Luc Anselin, Anil K. Bera, **a.g.e.**, 1998, p. 256.

⁷ Risto DH. Heijmans, Jan R. Magnus, “**On the First-order Efficiency and Asymptotic Normality of Maximum Likelihood Estimators Obtained from Dependent Observations**”, Statistica Neerlandica, 1986a, C.40, No:3, pp. 169-188.

⁸ Risto DH. Heijmans, Jan R. Magnus, “**Asymptotic Normality of Maximum Likelihood Estimators Obtained from Normally Distributed but Dependent Observations**”, Econometric Theory, 1986b, C.2, No:03, pp. 374-412.

⁹ Luc Anselin, Anil K. Bera, **a.g.e.**, 1998, p. 256.

testlerinin yapısında bazı ilginç sonuçlara yol açacaktır. Bu da mekansal modeller ile klasik regresyon arasında ayırt edici bir özelliktir.

Mekansal hata korelasyonlu modellerin ML ile tahmininden, θ parametrelerin bir vektörü olmak üzere, $E[\varepsilon\varepsilon'] = \sigma^2\Omega(\theta)$ gibi küresel olmayan kalıntı varyansı türetilir. Örneğin yukarıdaki asimptotik varyans matrisinden bir mekansal otoregresif hata terimi aşağıdaki gibi elde edilebilir:¹⁰

$$\Omega(\lambda) = \left[(I - \lambda W)' (I - \lambda W) \right]^{-1} \quad (2.7)$$

Anselin¹¹, in çalışmasında gösterildiği gibi bazı spesifikasyonların ML tahmini Magnus¹² tarafından özetlenen genel yapının bir uygulaması olarak düşünülebilir. Normallik varsayımı altında log-olabilirlik fonksiyonu aşağıdaki gibi elde edilir:¹³

$$L = \frac{1}{2} \ln |\Omega(\lambda)| - \frac{N}{2} \ln(2\pi) - \frac{N}{2} \ln(\sigma^2) - \frac{(y - X\beta)' \Omega(\lambda)^{-1} (y - X\beta)}{2\sigma^2} \quad (2.8)$$

$\Omega(\lambda)$, (2.7)'deki gibi tanımlandığı takdirde β 'nın ML tahmini genelleştirilmiş LS tahminine benzer sonuç verir:¹⁴

$$\beta_{ML} = \left[X' \Omega(\lambda)^{-1} X \right]^{-1} X' \Omega(\lambda)^{-1} y \quad (2.9)$$

Bir mekansal hata süreci için $\Omega(\lambda)^{-1} = (I - \lambda W)' (I - \lambda W)$ 'dir. Bu sebeple λ biliniyorsa ML tahminleri mekansal filtrelenmiş değişkenlere uygulanan LS'ye

¹⁰ Luc Anselin, Anil K. Bera, **a.g.e.**, 1998, p. 257.

¹¹ Luc Anselin, **“Estimation Methods for Spatial Autoregressive Structures: A Study in Spatial Econometrics”**, Program in Urban and Regional Studies, Cornell University, 1980.

¹² Jan R. Magnus, **“Maximum Likelihood Estimation of the GLS Model with Unknown Parameters in the Disturbance Covariance Matrix”**, Journal of Econometrics, 1978, C.7, No:3, pp. 281-312.

¹³ Luc Anselin, Anil K. Bera, **a.g.e.**, 1998, p. 257.

¹⁴ Luc Anselin, Anil K. Bera, **a.e.**, 1998, p. 257.

eşdeğerdir. Mekansal bağımlılığın diğer formları için GLS (2.9) eşitliğindeki $N \times N$ boyutlu hata kovaryans matrisinin tersini içerecektir.

λ için tutarlı bir tahmin elde etmek zaman serilerindeki kadar kolay değildir. Daha önce bahsedildiği gibi LS, bir mekansal gecikme modelinde tutarlı bir tahmin vermez. Bu sebeple zaman serilerindeki gibi serisel otoregresif hatalar için Cochrane-Orcutt süreci e kalıntılarının W_e ' ye göre regresyonundan elde edilen λ 'nın bir tahminini elde etmek amacıyla kullanılamaz. Bunun yerine olabilirlik fonksiyonunun açık bir optimizasyonu yapılmalıdır. Bunun için Magnus¹⁵ birinci derece koşulların iteratif çözümünü kullanmayı içeren bir yaklaşım önermiştir.¹⁶

$$tr \left[\left(\frac{\partial \Omega^{-1}}{\partial \lambda} \right) \Omega \right] = e' \left(\frac{\partial \Omega^{-1}}{\partial \lambda} \right) e \quad (2.10)$$

Burada e , GLS'den elde edilen kalıntılardır. Bir mekansal otoregresif hata süreci için $\partial \Omega^{-1} / \partial \lambda = -W - W' + \lambda W'W$ 'dir. Alternatif olarak β için GLS ifadesi ve σ^2 için birinci dereceden koşulların benzer çözümü; otoregresif parametre λ 'nun doğrusal olmayan bir fonksiyonu olan log-olabilirlik fonksiyonu, log-olabilirlik fonksiyonunda yerine yazılabilir.¹⁷

$$L_c = -\frac{N}{2} \ln \left(\frac{u'u}{N} \right) + \sum_i \ln(I - \lambda \omega_i) \quad (2.11)$$

$u'u = y_L' y_L - y_L' X_L [X_L' X_L]^{-1} X_L' y_L$ 'dir. y_L ile X_L sırasıyla $y - \lambda W y$ ve $X - \lambda W X$ mekansal filtrelenmiş değişkenleri göstermektedir. Jacobian terim $\ln |\Omega(\lambda)| = 2 \ln |I - \lambda W|$ iken W 'nin özdeğerlerinde Ord sadeleştirilmesi yapılmıştır.¹⁸

Magnus¹⁹ ve Breusch²⁰ 'a göre uygun ML tahminleri için asimptotik varyans, genelleştirilmiş formdadır ve regresyon parametresi β ile hata varyans parametreleri

¹⁵ Jan R. Magnus, **a.g.e.**, 1978, p. 283.

¹⁶ Luc Anselin, Anil K. Bera, **a.g.e.**, 1998, p. 257.

¹⁷ Luc Anselin, **a.g.e.**, 1980.

¹⁸ Luc Anselin, Anil K. Bera, **a.g.e.**, 1998, p. 258.

σ^2 ve θ arasında köşegen bloktur. Örneğin bir mekansal otoregresif hata için regresyon katsayılarının asimptotik varyansı $AVar[\beta] = \sigma^2 [X_L' X_L]^{-1}$ şeklindedir. Hata parametreleri için varyans,²¹

$$AVar[\sigma^2, \lambda] = \begin{bmatrix} N/2\sigma^4 & \frac{tr(W_B)}{\sigma^2} \\ \frac{tr(W_B)}{\sigma^2} & tr(W_B)^2 + tr(W_B' W_B) \end{bmatrix}^{-1} \quad (2.12)$$

şeklindedir. Burada notasyonu kolaylaştırmak amacıyla $W(I - \lambda W)^{-1} = W_B$ kullanılmıştır. Asimptotik varyans matrisinin blok köşegenel yapısından dolayı λ , β tahminlerini etkilemez. Mekansal hata parametrelerinin anlamlılık testi basit bir şekilde olabilirlik oranı testine dayanır.²²

Yüksek dereceden mekansal süreçlerin tahmini aynı genel prensiplere dayanır. Ortaya çıkan log-olabilirlik fonksiyonu doğrusal olmayacaktır.²³

En çok olabilirlik yolu ile tahmin edilen mekansal modelin uygunluğunun belirlenmesi R^2 'ye göre olmamalıdır. Modelin uygunluğu, log-olabilirlikler karşılaştırılarak maksimum olan ya da bilgi kriterleri (AIC değerleri gibi) minimum olana göre değerlendirilebilir.²⁴

¹⁹ Jan R. Magnus, **a.g.e.**, 1978.

²⁰ Trevor S. Breusch, "Useful Invariance Results for Generalized Regression Models", Journal of Econometrics, 1980, C.13, No:3, pp. 327-340.

²¹ Luc Anselin, Anil K. Bera, **a.g.e.**, 1998, p. 258.

²² Luc Anselin, **Spatial Econometrics: Methods and Models**, Kluwer, Dordrecht (Chapter:8), 1988a, p. 104.

²³ Luc Anselin, **a.g.e.**, 1980.

²⁴ Luc Anselin, Anil K. Bera, **a.g.e.**, 1998, p. 258.

2.1.2.Genelleştirilmiş Momentler ve Araç Değişken Tahminleri

Mekansal gecikme modelinde, mekansal gecikmeli bağımlı değişken (Wy) ile hata terimi arasında korelasyon varsa, bir başka ifade ile içsellik söz konusu ise araç değişkenler yöntemi önerilmektedir²⁵ ve doğru araç değişkenin seçimi tutarlı tahminler verecektir. Araç değişkenin seçimi, tahminlerin etkinliğini de önemli ölçüde etkilemektedir ve küçük örneklerde etkinlik kaybı olabilir. En çok olabilirlik yaklaşımının aksine araç değişken tahmini normallik varsayımı gerektirmez.²⁶

$P \geq K + 1$ olmak üzere araçların $P \times N$ boyutlu Q matrisi kullanarak araç değişken ya da iki aşamalı LS tahmini aşağıdaki gibidir.²⁷

$$\beta_{IV} = [Z'Q(Q'Q)^{-1}Q'Z]^{-1} Z'Q(Q'Q)^{-1}Q'y \quad (2.13)$$

Burada $Z = [W_y \quad x]$ 'dir. $AVar(\beta_{IV}) = \sigma^2 [Z'Q(Q'Q)^{-1}Q'Z]^{-1}$ ve $\sigma^2 = (y - Z\beta_{IV})'(y - Z\beta_{IV})/N$ şeklindedir.

Mekansal gecikmeli bağımlı değişkenlere ilave olarak diğer içsel değişkenlerin görüldüğü modellere eşanlı denklem gibi yaklaşılabılır. Bu aynı zamanda mekansal gecikme modelinin tahmini için bootstrap yaklaşımının temelini oluşturur²⁸ ve daha karmaşık yapılar için kolayca genişletilebilir. Kelejian ve Robinson²⁹ çalışmasında, $y = \rho Wy + X\beta + \varepsilon$ modelinde mekansal hata bileşenleri ($\varepsilon = W\xi + \psi$) görüldüğünde tahmin için genelleştirilmiş momentler tahmincisi türetmişlerdir. Buna göre GMM tahmincisi:

²⁵ Luc Anselin, "Some Robust Approaches to Testing and Estimation in Spatial Econometrics", Regional Science and Urban Economics, 1990, C.20, No:2, pp. 141-163.

²⁶ Luc Anselin, Anil K. Bera, a.g.e., 1998, p. 258.

²⁷ Luc Anselin, Anil K. Bera, a.e., 1998, p. 259.

²⁸ Luc Anselin, a.g.e., 1990.

²⁹ Harry H. Kelejian, Dennis P. Robinson, "A Suggested Method of Estimation for Spatial Interdependent Models with Autocorrelated Errors, and an Application to a County Expenditure Model", Papers in Regional Science, 1993, C.72, No:3, pp. 297-312.

$$\beta_{GMM} = \left[Z'Q(Q'\hat{\Omega}Q)^{-1}Q'Z \right]^{-1} Z'Q(Q'\hat{\Omega}Q)^{-1}Q'y \quad (2.14)$$

şeklinde elde edilir.³⁰ Burada $\hat{\Omega}$, hata varyans-kovaryans matrisinin tutarlı bir tahmincisidir. β_{GMM} için asimptotik varyans $\left[Z'Q(Q'\hat{\Omega}Q)^{-1}Q'Z \right]^{-1}$ 'dir.

Mekansal gecikme modelinde GLS-araç değişkenler tahmini, White'ın heteroskedastik dirençli kovaryans tahmincilerine benzer özel bir durumdur.³¹ Tahminci (2.14)'te yazdığı gibi olmasına rağmen, $\tilde{\Omega}$ araç değişken kalıntı karelerinin bir köşegen matrisi olmak üzere $Q'\hat{\Omega}Q$, $Q'\tilde{\Omega}Q$ tarafından tahmin edilmektedir. Bu, heteroskedasitenin bilinmeyen formu ile karşılaşıldığında mekansal otoregresif parametrenin ρ için tutarlı tahminler elde etmeyi sağlayan ve uygulamalı çalışmalarda sıklıkla ihtiyaç duyulan bir yoldur.

Araç değişken tahmininde en önemli sorun araç değişkenin seçimidir. Mekansal ekonometride, Wy için araçların seçimine rehberlik edecek bir çok öneri getirilmiştir.^{32,33} Son dönemde Kelejian ve Robinson³⁴ birinci dereceden ya da yüksek dereceden mekansal gecikmeli açıklayıcı değişkenlerden $(WX, W^2X, vb.)$ oluşan araç değişkenlerin β_{GMM} için tutarlı tahminler türettiğini ispatlamışlardır.

Araç değişkenler yaklaşımının önemli bir özelliği; mekansal gecikmelerin matris notasyonunun kolaylığı sebebiyle standart ekonometrik paket programlar ile zahmetsizce tahmin edilebilir olmasıdır. En çok olabilirlik yaklaşımının aksine log-olabilirliğin doğrusal olmayan optimizasyonunu uygulamak için aşamaların belirlenmesi gerekir.³⁵

³⁰ Luc Anselin, Anil K. Bera, **a.g.e.**, 1998, p. 259.

³¹ Halbert White, **Asymptotic Theory for Econometricians**, Academic Press, Orlando, 1984.

³² Luc Anselin, **a.g.e.**, 1988a, pp. 84-86.

³³ Kenneth C. Land, Glenn Deanet, **"On the Large-Sample Estimation of Regression Models with Spatial- or Network-Effects Terms: A Two Stage Least Squares Approach"**, in P. Marsden (ed.), *Sociological Methodology*, Jossey Bass, San Francisco, 1992, C.22, pp. 221-248.

³⁴ Harry H.Kelejian, Dennis P.Robinson, **a.g.e.**, 1993, p. 302.

³⁵ Luc Anselin, Anil K. Bera, **a.g.e.**, 1998, p. 260.

2.2.Direkt, Dolaylı Etkiler ve Mekansal Yayılma Etkisi

Birçok uygulamalı çalışma mekansal yayılma etkisinin var olup olmadığını ile ilgili hipotezleri test etmek için, bir ya da daha çok regresyon modelinin spesifikasyonunun nokta tahminini kullanmaktadır.³⁶ Lesage ve Pace³⁷ çalışmasında bu şekilde yorumların yanıltıcı olabileceğini ve farklı model spesifikasyonlarında yer alan değişkenlerdeki değişimi ifade eden kısmi türev yorumunun, hipotezlerin testi için daha geçerli olacağını ifade etmişlerdir. Lesage ve Pace bu durumu mekansal yayılma etkisi pozitif ve anlamlı iken, katsayıları negatif ve anlamsız olan mekansal gecikmeli bağımlı değişken WX 'in yer aldığı bir örnek için incelemiştir. Mekansal Durbin model ele alınır ve bu model yeniden yazılırsa,³⁸

$$Y = (I - \rho W)^{-1} \alpha \iota_N + (I - \rho W)^{-1} (X\beta + WX\theta) + (I - \rho W)^{-1} \varepsilon \quad (2.15)$$

1. birimden N . birime kadar X 'in k . açıklayıcı değişkeni için Y 'nin kısmi türevinin matrisini elde etmek nispeten kolaydır,³⁹

$$\begin{aligned} \left[\frac{\partial Y}{\partial x_{1k}} \quad \frac{\partial Y}{\partial x_{Nk}} \right] &= \begin{bmatrix} \frac{\partial y_1}{\partial x_{1k}} & \cdot & \frac{\partial y_1}{\partial x_{Nk}} \\ \cdot & \cdot & \cdot \\ \frac{\partial y_N}{\partial x_{1k}} & \cdot & \frac{\partial y_N}{\partial x_{Nk}} \end{bmatrix} \\ &= (I - \rho W)^{-1} \begin{bmatrix} \beta_k & w_{12}\theta_k & \cdot & w_{1N}\theta_k \\ w_{21}\theta_k & \beta_k & \cdot & w_{2N}\theta_k \\ \cdot & \cdot & \cdot & \cdot \\ w_{N1}\theta_k & w_{N2}\theta_k & \cdot & \beta_k \end{bmatrix} \end{aligned} \quad (2.16)$$

³⁶ J. Paul Elhorst, "Linear Spatial Dependence Models for Cross-Section Data.", Spatial Econometrics (Chapter:2), Springer Berlin Heidelberg, 2014, pp. 5-36.

³⁷ James P. Lesage, Robert K. Pace, **Introduction to Spatial Econometrics**, Boca Raton, Taylor & Francis, 2009, p. 74.

³⁸ J. Paul Elhorst, "Applied Spatial Econometrics: Raising the Bar", Spatial Econometrics Analysis, C.5, No:1, 2010, p. 18.

³⁹ J. Paul Elhorst, **a.e.**, 2010, p. 19.

burada w_{ij} , W 'nin (i, j) . elemanıdır. Lesage ve Pace⁴⁰'in örneğinden yola çıkarak; doğrusal bir şekilde düzenlenmiş, 1.birimin 2.birime, 2.birimin 1. ve 3.birimlere, 3.birimin 2.birime komşu olduğu bir ilişki ele alınırsa ve bu komşuluk yapısının satır standartlaştırılmış mekansal ağırlık matrisi,⁴¹

$$W = \begin{bmatrix} 0 & 1 & 0 \\ w_{21} & 0 & w_{23} \\ 0 & 1 & 0 \end{bmatrix} \quad (2.17)$$

şeklinde ve mekansal çarpan matrisi ise,

$$(I - \rho W)^{-1} = \frac{1}{1 - \rho^2} \begin{bmatrix} 1 - w_{23}\rho^2 & \rho & \rho^2 w_{23} \\ \rho w_{21} & 1 & \rho w_{23} \\ \rho^2 w_{21} & \rho & 1 - w_{21}\rho^2 \end{bmatrix} \quad (2.18)$$

şeklinde elde edilir.⁴² Burada 3. ve 1. birimler sadece bir komşuya sahip olduğu için $w_{12} = w_{32} = 1$ ve $w_{21} + w_{23} = 1$ 'dir. (2.18) eşitliği (2.16)'da yerine konulduğunda, x_k değişkeninin 1, 2 ve 3. ardışık birimlerindeki bir değişimin bağımlı değişkenin 1, 2 ve 3. birimleri üzerindeki etkisi aşağıdaki gibidir,

$$\begin{bmatrix} \frac{\partial Y}{\partial x_{1k}} & \frac{\partial Y}{\partial x_{2k}} & \frac{\partial Y}{\partial x_{3k}} \end{bmatrix} = \frac{1}{1 - \rho^2} \begin{bmatrix} (1 - w_{23}\rho^2)\beta_k + (w_{21}\rho)\theta_k & \rho\beta_k + \theta_k & (w_{23}\rho^2)\beta_k + (w_{23}\rho)\theta_k \\ (w_{21}\rho)\beta_k + w_{21}\theta_k & \beta_k + \rho\theta_k & (w_{23}\rho)\beta_k + w_{23}\theta_k \\ (w_{21}\rho^2)\beta_k + (w_{21}\rho)\theta_k & \rho\beta_k + \theta_k & (1 - w_{21}\rho^2)\beta_k + (w_{23}\rho)\theta_k \end{bmatrix} \quad (2.19)$$

Mekansal Durbin modelindeki k .açıklayıcı değişkenle ilgili olarak Y 'nin kısmi türevinin bu gösteriminden üç önemli sonuç elde edilmektedir. Bunlardan ilki; belirli bir birimdeki belirli bir açıklayıcı değişken değişirse sadece bu birimdeki bağımlı değişkenin kendisi değil, diğer birimlerdeki bağımlı değişkenler de

⁴⁰ James P. Lesage, Robert K. Pace, **a.g.e.**, 2009.

⁴¹ J. Paul Elhorst, **a.g.e.**, 2010, p. 19.

⁴² J. Paul Elhorst, **a.e.**, 2010, p. 19.

değişmektedir. Birimlerdeki bağımlı değişken değişmesi direkt etki olarak adlandırılırken, diğer birimlerdeki bağımlı değişkenlerin değişmesi dolaylı etki olarak adlandırılır. Burada dikkat edilmesi gereken nokta; kısmi türev matrisindeki her bir köşegen eleman bir direkt etkiyi temsil ediyorken, köşegen olmayan her bir elemanın bir dolaylı etkiyi temsil ettiğidir.⁴³

İkinci olarak; örnekteki farklı birimler için direkt ve dolaylı etkiler farklıdır. $\rho \neq 0$ olması koşuluyla, $(I - \rho W)^{-1}$ matrisinin köşegen elemanı farklı birimler için farklı olduğundan direkt etkiler de farklı olmaktadır. $\rho \neq 0$ ve/veya $\theta_k \neq 0$ olması koşuluyla, farklı birimler için W matrisinin köşegen olmayan elemanları ve $(I - \rho W)^{-1}$ matrisinin köşegen olmayan elemanlarının her ikisi de farklı olduğundan dolaylı etkiler de farklıdır.⁴⁴

Üçüncü olarak; $\theta_k \neq 0$ ise dolaylı etkiler, lokal etki olarak bilinen etkilere sebep olur. $\rho \neq 0$ ise dolaylı etkiler, global etki olarak bilinen etkilere sebep olur. Lokal etkiler, sadece bir birimin komşu setinde ortaya çıktığı için bu şekilde adlandırılmıştır. Benzer şekilde, global etkiler bir birimin komşu setine ait olmayan birimlerden ortaya çıktığı için bu şekilde adlandırılmıştır. Eğer mekansal ağırlık matrisinin w_{ij} elemanı sıfırdan farklı ise, x_{jk} 'nin y_i üzerindeki etkisi de sıfırdan farklı olacaktır. Bu da W 'nin aksine, $(I - \rho W)^{-1}$ matrisinin sıfır elemanları içermemesine sebep olur.⁴⁵

2.2.1.Direkt ve Dolaylı Etkilerin Elde Edilmesi

Direkt ve dolaylı etkilerin her ikisi de örnekteki farklı birimler için farklıdır, bu sebeple bu etkilerin gösteriminde sorunlar olabilir. N adet mekansal birim ve K tane açıklayıcı değişken için, direkt ve dolaylı etkilerin K tane farklı $N \times N$ boyutlu

⁴³ J. Paul Elhorst, **a.g.e.**, 2014, p. 21.

⁴⁴ J. Paul Elhorst, **a.g.e.**, 2010, p. 20.

⁴⁵ J. Paul Elhorst, **a.g.e.**, 2014, p. 21.

matrisi elde edilir. N ve K 'nın daha küçük değerleri için bu sonuçları rapor etmek zor olabilir.⁴⁶

Mekansal regresyon model spesifikasyonlarının tahmin sonuçlarının daha rahat incelenebilmesi için Lesage ve Pace⁴⁷, direkt etkinin (2.16) 'nın sağ tarafında köşegen elemanlarının ortalaması alınarak ölçülmesini ve dolaylı etkinin bu matrisin köşegen olmayan elemanlarının ya sütun ya da satır elemanlarının ortalaması alınarak ölçülmesini önermişlerdir.⁴⁸

Bir dışsal değişkenin belli bir elemanının, bağımlı değişkenin tüm birimleri üzerindeki etkisi ortalama sütun etkisi olarak ortaya çıkmaktadır. Bir dışsal değişkenin tüm elemanlarındaki bir birimin değişmesinin, bağımlı değişkenin belli bir elemanındaki etkisi ise ortalama satır etkisi olarak adlandırılmaktadır. Dolaylı etkinin bu iki şekilde hesaplanması sayısal büyüklük açısından aynı olduğu için hangisinin kullanıldığı önemli değildir.⁴⁹

Tablo 1.1.'de ($N = 3$ birim için), (2.19)'daki mekansal ağırlık matrisi kullanılarak birim için direkt ve dolaylı etkilerin nasıl elde edileceği gösterilmektedir. Örneğin mekansal Durbin modelin kullanılması durumunda (2.19) 'daki eşitlik kullanılarak bir direkt etki,⁵⁰

$$\frac{(3-\rho^2)}{3(1-\rho^2)}\beta_k + \frac{2\rho}{3(1-\rho^2)}\theta_k \quad (2.20)$$

olarak elde edilirken bir dolaylı etki,

$$\frac{3\rho+\rho^2}{3(1-\rho^2)}\beta_k + \frac{3+\rho}{3(1-\rho^2)}\theta_k \quad (2.21)$$

şeklinde elde edilir.

⁴⁶ J. Paul Elhorst, **a.g.e.**, 2010, p. 20.

⁴⁷ James P. Lesage, Robert K. Pace, **a.g.e.**, 2009.

⁴⁸ J. Paul Elhorst, **a.g.e.**, 2010, p. 20.

⁴⁹ J. Paul Elhorst, **a.g.e.**, 2014, p. 21.

⁵⁰ J. Paul Elhorst, **a.g.e.**, 2010, p. 20.

Tablo 1.1. Mekansal Modeller için Direkt ve Dolaylı Etkilerin Elde Edilmesi

Model	Direkt Etki	Dolaylı Etki
Mekansal Durbin Model/ Yuvalanmış Mekansal Model	$\frac{(3-\rho^2)}{3(1-\rho^2)}\beta_k + \frac{2\rho}{3(1-\rho^2)}\theta_k$	$\frac{3\rho+\rho^2}{3(1-\rho^2)}\beta_k + \frac{3+\rho}{3(1-\rho^2)}\theta_k$
Mekansal Gecikme Modeli/ Mekansal Oto regresif Model	$\frac{(3-\rho^2)}{3(1-\rho^2)}\beta_k$	$\frac{3\rho+\rho^2}{3(1-\rho^2)}\beta_k$
Mekansal Durbin Hata Modeli	β_k	θ_k
LS model/ Mekansal Hata Modeli	β_k	0

Kaynak: J. Paul Elhorst, Applied Spatial Econometrics: Raising the Bar, p. 7.

Ancak her uygulama kendi gözlem sayısına ve kendi mekansal ağırlık matrisine sahip olacağından bu formülasyonlar diğer örnekler için genellenemez, her bir duruma özel elde edilmesi gerekir.⁵¹

2.2.2. Direkt ve Dolaylı Etkilerin Özellikleri

LS modeli ile tahminde, bir açıklayıcı değişkenin direkt etkisi bu değişkenin (β_k) katsayı tahminine eşittir. Mekansal otokorelasyonlu hata terimine sahip model LS ile tahmin edilmişse, direkt ve dolaylı etkiler aynı kalmaktadır. Çünkü kalıntılar için mekansal oto regresif model, direkt ve dolaylı etkileri açıklayıcı değişkenlerin bağımlı değişkene göre kısmi türevi alındığı zaman hesaba katmamaktadır. Bu özellik mekansal gecikme modelinin mekansal otokorelasyonla genişletilmiş hali olan genel mekansal model ve mekansal Durbin modelin mekansal otokorelasyonla genişletilmiş hali olan yuvalanmış mekansal model için de geçerlidir.⁵²

Mekansal Durbin modelinde, modelin dolaylı etkisi onun mekansal gecikmeli değerinin (θ_k) katsayı tahminine eşitken, bir açıklayıcı değişkenin direkt etkisi bu değişkenin (β_k) katsayı tahminine eşittir. Bu durum LS modelinin katsayılarının yorumlanması anlamına gelmektedir, mekansal hata modeli ve mekansal Durbin hata

⁵¹ J. Paul Elhorst, **a.g.e.**, 2014, p. 22.

⁵² J. Paul Elhorst, **a.g.e.**, 2010, p. 21.

modellerinin avantajı direkt ve dolaylı etkilerin ilave bir hesaplama gerektirmemesidir ve bu katsayılar direkt karşılaştırılabilmektedir.⁵³

Bazı modellerde katsayıların yorumlanması karmaşıktır. Mekansal gecikme modelinin (ve genel mekansal modelin) direkt ve dolaylı etkileri, LS modelinkiler ile karşılaştırıldığında iki önemli farklılık gözlenir. Bunlardan ilki; LS modelindeki k . açıklayıcı değişkenin direkt etkisi β_k iken, mekansal gecikme modelindeki direkt etki β_k birimlere eşit ya da onlardan daha büyük olacak bir sayı ile çarpılmıştır. İkinci olarak; LS modelindeki dolaylı etki sıfır iken, mekansal gecikme modelinde dolaylı etki sıfırdan farklıdır.⁵⁴

Mekansal çarpım matrisinin $(I - \rho W)^{-1}$ aşağıdaki gibi gösterilebilmesi için, direkt etki 1'e eşit ya da 1'den büyük hesaplandığı zaman β_k ile önden çarpılır.⁵⁵

$$(I - \rho W)^{-1} = \left(\sum_{q=0}^{\infty} \rho^q W^q \right) = I + \rho W + \rho^2 W^2 + \dots \quad (2.22)$$

Sağ taraftaki ilk matris teriminin köşegen dışı elemanları sıfır olduğu için bu terim sadece X 'deki bir değişikliğin direkt etkisini temsil eder. İkinci matris teriminin köşegen elemanlarının sıfır olduğu varsayılır, bu terim sadece X 'deki bir değişikliğin dolaylı etkisini temsil eder. Ayrıca burada W birinci dereceden komşuluğu gösteriyorsa, bu dolaylı etkiler de birinci dereceden komşulukla sınırlandırılmış olur. Sağ tarafta kalan tüm terimler ikinci ve daha yüksek dereceden direkt ve dolaylı etkileri temsil eder. Yüksek dereceli direkt etkiler geri besleme etkisinin bir sonucu olarak ortaya çıkar. Geri besleme etkisi komşu birimlerden geçerek birimin kendisine dönen etkisidir, örneğin $1 \rightarrow 2 \rightarrow 1$ ya da $1 \rightarrow 2 \rightarrow 3 \rightarrow 2 \rightarrow 1$ gibi.⁵⁶

⁵³ J. Paul Elhorst, **a.g.e.**, 2014, p. 22.

⁵⁴ J. Paul Elhorst, **a.g.e.**, 2010, p. 21.

⁵⁵ J. Paul Elhorst, **a.e.**, 2010, p. 21.

⁵⁶ J. Paul Elhorst, **a.g.e.**, 2014, p. 23.

Mekansal gecikme modelinin bir önemli kısıtı ise direkt ve dolaylı etkiler arasındaki oranın β_k 'dan bağımsız olmasıdır. Aşağıdaki eşitlikte paydadaki β_k ile paydaki β_k birbirini götürmektedir.⁵⁷

$$\frac{(3-\rho^2)}{3(1-\rho^2)}\beta_k \bigg/ \frac{3\rho+\rho^2}{3(1-\rho^2)}\beta_k = \frac{3-\rho^2}{3\rho+\rho^2} \quad (2.23)$$

Bu özellik, mekansal gecikme modelinde direkt ve dolaylı etkiler arasındaki oranın her açıklayıcı değişken için aynı olduğu anlamına gelir ve oranın büyüklüğü sadece mekansal otoregresif parametre ρ ile mekansal ağırlık matrisi W 'nin spesifikasyonuna bağlı olur.⁵⁸

Son olarak, eğer mekansal Durbin modeli ile çalışılıyorsa, belli bir açıklayıcı değişkenin direkt ve dolaylı etkilerinin her ikisi de bu değişkenin mekansal gecikmeli değerinin θ_k katsayı tahminine bağlı olur. Bu sonuç direkt ve dolaylı etkilerin büyüklüğünün etkileneyeceği şeklinde önsel bir kısıtlama gerektirmez ve bu sebeple SLX ve SDEM modelinde olduğu gibi, mekansal Durbin modelde de direkt ve dolaylı etkiler arasındaki oran farklı açıklayıcı değişkenler için farklı olabilir. Bu özelliğin sonucu olarak SLX, SDM, SDEM modellerini, uygulamalı çalışmalarda diğer mekansal model spesifikasyonlarından daha kullanılabilir kılmıştır.⁵⁹

2.2.3.Yayımla Etkilerinin Test Edilmesi

Bağımsız değişkenlerin dolaylı etkisinin tahmini, mekansal gecikmeli bağımlı değişkenin katsayı tahmini ve/veya mekansal gecikmeli bağımsız değişkenlerin katsayı tahmininden ziyade mekansal sıçrama etkisinin var olup olmadığı hipotezini test etmek için kullanılmalıdır. Ancak, mekansal Durbin modelinde (ve mekansal gecikme modelinde) dolaylı etkiler standart hatalara ya da t değerlerine göre anlamlıyken, katsayı tahminleri direk görülmemektedir. Çünkü

⁵⁷ J. Paul Elhorst, **a.g.e.**, 2010, p. 22.

⁵⁸ J. Paul Elhorst, **a.e.**, 2010, p. 22.

⁵⁹ J. Paul Elhorst, **a.g.e.**, 2014, p. 23.

dolaylı etkiler karmaşık matematiksel formüllere göre farklı katsayı tahminlerinden oluşmuştur ve bu dolaylı etkilerin ayrışması tüm katsayı tahminlerinin ayrışmasına bağlıdır.⁶⁰

Mekansal Durbin modelde ρ , β_k ve θ_k katsayılarının anlamlı olması k . açıklayıcı değişkenin dolaylı etkisinin de otomatik olarak anlamlı olacağı anlamına gelmemektedir. Bu katsayılardan bir ya da ikisi anlamsız ise dolaylı etki hala anlamlı olabilmektedir.⁶¹

Direkt ve dolaylı etkileri ayırıştırmanın yolu, rassal değişkenlerin toplamı, farkı, çarpımı, bölümlerini içeren formüller uygulamaktır. Ancak kısmi türev matrisinin karmaşıklığından ve her bir çalışmanın kendi benzersiz gözlem sayısı ve ağırlık matrisine sahip olmasından dolayı tüm durumlar için genel bir yaklaşım üretmek neredeyse imkansızdır.⁶²

Direkt ve dolaylı etkilerin istatistiksel anlamlılığı ile ilgili çıkarımlar yapmak için Lesage ve Pace⁶³ en çok olabilirlik tahminlerine göre elde edilen varyans-kovaryans matrisini kullanarak direkt ve dolaylı etkilerin dağılımının elde edilmesini önermişlerdir.

Elhorst ve Freret⁶⁴ mekansal Durbin modelin parametre tahmininde kullanılan varyans-kovaryans matrisini aşağıdaki gibi vermişlerdir,

$$Var(\hat{\rho}, \hat{\beta}, \hat{\theta}, \hat{\sigma}^2) = \begin{bmatrix} trace(\tilde{W}\tilde{W} + \tilde{W}^T\tilde{W}) + \frac{1}{\hat{\sigma}^2} \hat{\gamma} \tilde{X}^T \tilde{W}^T \tilde{W} \tilde{X} \hat{\gamma} & . & . \\ \tilde{X}^T \tilde{W} \tilde{X} \hat{\gamma} & \frac{1}{\hat{\sigma}^2} \tilde{X}^T \tilde{X} & . \\ \frac{1}{\hat{\sigma}^2} trace(\tilde{W}) & 0 & \frac{N}{2\hat{\sigma}^4} \end{bmatrix} \quad (2.24)$$

⁶⁰ J. Paul Elhorst, **a.g.e.**, 2010, p. 22.

⁶¹ J. Paul Elhorst, **a.g.e.**, 2014, p. 24.

⁶² J. Paul Elhorst, **a.g.e.**, 2010, p. 22.

⁶³ James P. Lesage, Robert K. Pace, **a.g.e.**, 2009.

⁶⁴ J. Paul Elhorst, Sandy Freret, “Evidence of Political Yardstick Competition in France Using a Two-Regime Spatial Durbin Model With Fixed Effects”, Journal of Regional Science, C. 49, No:5, 2009, pp. 931-951.

Burada gösterimi basitleştirmek için;

$$\begin{aligned}\tilde{W} &= W(I - \rho W)^{-1} \\ \tilde{X} &= \begin{bmatrix} I_N & X & WX \end{bmatrix} \\ \hat{\gamma} &= \begin{bmatrix} \hat{\alpha} & \hat{\beta}^T & \hat{\theta}^T \end{bmatrix}^T\end{aligned}\quad (2.25)$$

eşitlikleri kullanılmıştır. Bu matris simetrik olduğundan, üst köşegen elemanlar gösterilmemiştir. (2.24)'teki varyans-kovaryans matrisinden çekilen belli bir parametre kombinasyonu şu şekilde elde edilebilir,⁶⁵

$$\begin{bmatrix} \rho_d & \alpha_d & \beta_d^T & \theta_d^T & \sigma_d^2 \end{bmatrix}^T = P^T \mathcal{G} + \begin{bmatrix} \hat{\rho} & \hat{\alpha} & \hat{\beta}^T & \hat{\theta}^T & \hat{\sigma}^2 \end{bmatrix}^T \quad (2.26)$$

burada P , $Var(\hat{\rho}, \hat{\beta}, \hat{\theta}, \hat{\sigma}^2)$ 'ın üçgensel Cholesky ayrıştırmasını ve $\mathcal{G}$, sıfır ortalama ve 1 varyans ile normal dağılımdan çekilen rassal değerleri içeren $3+2K$ (parametre sayısı) uzunluğundaki bir vektörü göstermektedir. Eğer D parametre kombinasyonları burada verildiği gibi ise ve tüm parametre kombinasyonları için açıklayıcı değişkenlerin direkt ve dolaylı etkileri belirleniyorsa; direkt ve dolaylı etkilerin tümü D 'ye göre ortalama değerine ve anlamlılık düzeyi (t değeri) ise bu ortalamaların standart sapmalarına oranlamasına yakınsamaktadır. μ_{kd} , d çekiminin k . açıklayıcı değişkeninin dolaylı etkisini gösteriyor ise, tüm çekimlerin k . değişken üzerindeki dolaylı etkisi ve bununla uyumlu t değeri sırasıyla aşağıdaki gibi olacaktır,⁶⁶

$$\begin{aligned}\mu_k &= \frac{1}{D} \sum_{d=1}^D \mu_{kd} \\ t &= \mu_k / \left[\frac{1}{D-1} \sum_{d=1}^D (\mu_{kd} - \mu_d)^2 \right]\end{aligned}\quad (2.27)$$

⁶⁵ J. Paul Elhorst, **a.g.e.**, 2010, p. 23.

⁶⁶ J. Paul Elhorst, **a.e.**, 2010, p. 23.

Verilen dolaylı etkinin t değeri, k . değişkenin mekansal yayılma etkisine sebep olup olmadığını test etmektedir.

2.3. Mekansal Modeller için Çeşitli İstatistikler ve Testler

Klasik ekonometri literatüründe olduğu gibi mekansal ekonometride ilk aşamada tahmin yöntemleri üzerine yoğunlaşmaktır. İlk olarak Cliff ve Ord v.d.⁶⁷, Whittle⁶⁸’ın çalışmalarından yola çıkarak en çok olabilirlik yaklaşımını formüle etmişlerdir.⁶⁹

Klasik ekonometride otokorelasyonun testi ilk olarak Durbin ve Watson^{70,71} tarafından geliştirilmiştir. Bu test regresyon modelleri için ilk belirgin test olmakla birlikte başlangıcından itibaren hızlıca kabul görmüştür. Ancak homoskedasite, normallik, dışsallık, fonksiyonel yapı gibi diğer spesifikasyonlar 80’lere kadar öne çıkmamıştır. Burada ana atılım Rao⁷²’nın skor testini (RS) geliştirmesiyle gerçekleşmiştir. RS testi asimptotik açıdan kendisine eşit test prosedürleri olan olabilirlik oranı (LR) ve Wald testleri ile kıyaslandığında hesaplama kolaylığından dolayı oldukça popüler olmuştur.⁷³

Mekansal ekonometride spesifikasyon testlerinin temelini Moran^{74,75}’ın otokorelasyon için geliştirdiği test oluşturmuştur. Bu test Cliff ve Ord⁷⁶ tarafından

⁶⁷ Andrew D. Cliff, J. Keith Ord, **Spatial Autocorrelation**, London: Pion, 1973.

⁶⁸ Peter Whittle, “On Stationary Processes in the Plane”, *Biometrika*, 1954, C. 41, No:3/4, pp. 434-449.

⁶⁹ Luc Anselin, Anil K. Bera, a.g.e., 1998, p. 264.

⁷⁰ James Durbin, Geoffrey S. Watson, “Testing for Serial Correlation in Least Squares Regression: 1”, *Biometrika*, 1950, C.37, No:3/4, pp. 409-428.

⁷¹ James Durbin, Geoffrey S. Watson, “Testing for Serial Correlation in Least Squares Regression:2”, *Biometrika*, 1951, C.38, No:1/2, pp. 159-177.

⁷² Radhakrishna C. Rao, “Large Sample Tests of Statistical Hypotheses Concerning Several Parameters with Applications to Problems of Estimation”, *Mathematical Proceedings of the Cambridge Philosophical Society*, 1948, C.44, No:1, pp. 50-57.

⁷³ Luc Anselin, Anil K. Bera, a.g.e., 1998, p. 264.

⁷⁴ Patrick A.P. Moran, “Notes on Continuous Stochastic Phenomena”, *Biometrika*, 1950a, C.37, No:1/2, pp. 17-23.

⁷⁵ Patrick A.P. Moran, “A Test for the Serial Independence of Residuals”, *Biometrika*, 1950b, C.37, No:1/2, pp. 178-181.

⁷⁶ Andrew D. Cliff, J. Keith Ord, “Testing for Spatial Autocorrelation among Regression Residuals”, *Geographic Analysis*, 1972, C. 4, pp. 267-284.

yeniden oluşturulana kadar az tanınmıştır. Burridge⁷⁷ testin geliştirilmesi için katkıda bulunmuştur. Ancak mekansal ekonometrik literatürün erken dönemlerinde Wald ve LR testlerinin kullanımı hakimdir.

Klasik ekonometri ve mekansal ekonometri literatüründe spesifikasyon testleri açısından benzer gelişmeler olmasına rağmen mekansal ekonometride testlerin uygulanması oldukça farklıdır. Örneğin, mekansal spesifikasyon testlerinden mekansal gecikme bağımlılığı ve mekansal hata bağımlılığı testleri standart emsallerinden daha güçlü ve daha karmaşıktır. Ancak mekansal modeldeki bağımlılık için yapılan birçok testin LS temeline dayanması gibi ortak noktaları da bulunmaktadır.⁷⁸

Mekansal bağımlılık kapsamında ele alınacak ilk test Durbin-Watson testiyle yakın bir ilişkiye sahip olan Moran I testidir. Moran I testinin mekansal bağımlılık türlerinin çoğunluğuna karşı bir güce sahip olduğu bilinmesine rağmen, alternatif hipotezler bağımlılık yapısının tüm türleri için geliştirilmemiştir. Bu testin ardından Kelejian-Robinson⁷⁹ testi geliştirilmiştir. Bu test mekansal gecikme ya da mekansal hata bağımlılığı şeklindeki alternatif bir hipotezin testine odaklanır. Bu iki tür otokorelasyon yapısı için olan testler asimptotik olarak bağımsız olmadığından otokorelasyonun biri ya da her ikisi mevcut olduğunda testlerin ayrı ayrı uygulanması testlerin güvenilirliklerini azaltmaktadır. Bunun gibi birleşik testlerde temel hipotezin reddedilmesi halinde bağımlılık yapısı hakkında bilgi sahibi olunmaz. Bu sorunu çözmek için önerilen bir yaklaşım, mekansal gecikmeli modeli tahmin ettikten sonra mekansal hata korelasyonu için test yapmaktır.⁸⁰ Ancak bu yaklaşım ML tahminini gerektirdiği için LS kalıntılarına dayanan testin basitliği kaybolmaktadır. Bu sebeple son dönemde gecikme (hata) bağımlılığının lokal

⁷⁷ Peter Burridge, “On the Cliff-Ord Test for Spatial Autocorrelation”, Journal of the Royal Statistical Society B, 1980, C.42, pp. 107-108.

⁷⁸ Luc Anselin, Anil K. Bera, a.g.e., 1998, p. 265.

⁷⁹ Harry H. Kelejian, Dennis P. Robinson, “Spatial Autocorrelation: A new Computationally Simple Test with an Application to Per capita County Police Expenditures, Regional Science and Urban Economics”, 1992, C.22, No:3, pp. 317-331.

⁸⁰ Luc Anselin, Anil K. Bera, a.g.e., 1998, p. 265.

yapısının da hesaba katıldığı, hata (gecikme) bağımlılığı için LS tabanlı RS testi geliştirilmiştir.⁸¹

2.3.1.Global İstatistikler

Ele alınan tüm lokasyonlar için tek bir katsayı türeten istatistikleridir. En çok bilineni Moran I istatistiği olmakla birlikte bu başlık altında Geary C istatistiği, Getis-Ord G istatistiğine de değinilecektir.

2.3.1.1.Moran I İstatistiği, Testi ve Serpilme Diyagramı

Bu başlık altında, global istatistiklerden Moran I istatistiği, Moran I testi ve Moran I serpilme diyagramı ele alınacaktır.

2.3.1.1.1.Moran I İstatistiği

Mekansal otokorelasyon düzeyini test etmek ve ölçmek için kullanılan en bilindik yöntem, Moran tarafından geliştirilen Moran I istatistiğidir. Moran I istatistiği, bir mekansal stokastik süreçte mekansal otokorelasyonun şiddetini ölçer. Temelde ikili komşuluk matrisi için geliştirilmiştir daha genel olarak standardize edilmiş mekansal bağlantı matrislerinde de kullanılmaktadır.⁸²

n gözlem (birim ya da lokasyon) sayısını ve $\bar{x}$, x 'in ortalamasını ifade etmek üzere Moran I istatistiği,⁸³

$$I = \frac{n}{\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n W_{ij}} \frac{\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n W_{ij} (x_i - \bar{x})(x_j - \bar{x})}{\sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2} \quad (2.28)$$

şeklinde formüle edilebilir.

⁸¹ Luc Anselin at. al., “Simple Diagnostic Tests for Spatial Dependence”, Regional Science and Urban Economics, 1996, C.26, No:1, pp. 77-104.

⁸² Daniela Gumprecht, a.g.e., 2007, p. 15.

⁸³ (Çevrimiçi) <http://www.lpc.uottawa.ca/publications/moransi/moran.htm>

2.3.1.1.2.Moran I Testi

Moran I istatistiği hesaplandıktan sonra Moran I serpilme diyagramı ile grafiksel inceleme ve Moran I testi ile anlamlılık sınaması yapılabilir. Moran I testi, mekansal otokorelasyon düzeyi ρ 'nun anlamlılığını sınamak için kullanılan parametrik bir hipotez testidir.

Mekansal otokorelasyonun varlığını sınamak için hipotezler,⁸⁴

H_0 : Mekansal otokorelasyon yoktur.

H_A : Mekansal otokorelasyon vardır.

şeklinde kurulur ve normallik varsayımı altında Moran I'n varyansı, $Var_N(I)$ aşağıdaki gibidir;⁸⁵

$$Var_N(I) = \left(\frac{1}{S_0^2(n^2-1)} (n^2 S_1 - n S_2 + 3 S_0^2) \right) - E_N(I)^2 \quad (2.29)$$

Normallik varsayımı yoksa Moran I'n varyansı $Var_R(I)$,

$$Var_R(I) = \frac{\left(\left\{ n \left[(n^2 - 3n + 3) S_1 - n S_2 + 3 S_0^2 \right] \right\} - \left\{ k \left[(n^2 - n) S_1 - 2n S_2 + 6 S_0^2 \right] \right\} \right)}{(n-1)(n-2)(n-3) S_0^2} E_R(I)^2 \quad (2.30)$$

şeklinde gösterilebilir. Burada,⁸⁶

$$E_N(I) = \frac{-1}{(n-1)} \quad (2.31)$$
$$E_R(I) = E_N(I)$$

eşitlikleri vardır. Ayrıca S_0 mekansal ağırlık matrisinin toplamıdır ve

⁸⁴ (Çevrimiçi) <http://www-hsc.usc.edu/~mereditf/Spatial%20Statistics%206.pdf>

⁸⁵ (Çevrimiçi) <http://www.lpc.uottawa.ca/publications/moransi/moran.htm>

⁸⁶ (Çevrimiçi) <http://www.lpc.uottawa.ca/publications/moransi/moran.htm>

$$S_0 = \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n W_{ij} \quad (2.32)$$

şeklinde yazılabilir. S_1 ,

$$S_1 = \frac{\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n (W_{ij} W_{ji})^2}{2} \quad (2.33)$$

ve eğer ağırlık matrisi simetrik ise,⁸⁷

$$S_1 = 2 \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n W_{ij} \quad (2.34)$$

ağırlık matrisinin i . satır ve i . sütununun toplamı olarak ifade edilen S_2 ise,

$$S_2 = \sum_{i=1}^n (W_{i\bullet} + W_{\bullet i})^2 \quad (2.35)$$

gibi iken eğer simetrik ise,

$$S_2 = 4 \sum_{i=1}^n W_{i\bullet}^2 \quad (2.36)$$

halini alır. Varyansta geçen k ise,

⁸⁷ (Çevrimiçi) <http://www.lpc.uottawa.ca/publications/moransi/moran.htm>

$$k = \frac{\left[\frac{\sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^4}{n} \right]}{\left[\frac{\sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2}{n} \right]^4} \quad (2.37)$$

şeklinde yazılabilir.⁸⁸

Beklenen değeri 0 ve varyansı 1 mekansal bağımsız asimptotik normal dağılım varsayımı altında, normal dağılımlı regresyon kalıntıları ve mekansal ağırlık matrisi için Moran I'nin anlamlılığını sınamak için skoru⁸⁹,

$$Z = \frac{I - E_{NorR}(I)}{\sqrt{Var_{NorR}(I)}} \quad (2.38)$$

şeklinde elde edilir. Moran I'nin standart sapması ise aşağıdaki gibidir.⁹⁰

$$\sqrt{Var_{NorR}(I)} = SD_{NorR}(I) \quad (2.39)$$

Elde edilen $Z(I)$ değeri, $N(0,1)$ dağılımlı kritik değerler ile karşılaştırılır. Hesaplanan Z istatistiği kritik değerden büyük ise, Moran I'nin anlamlı olduğu bir başka ifade ile mekansal otokorelasyonun var olduğu sonucuna varılabilir.

2.3.1.1.3. Moran I Serpilme Diyagramı

Moran I serpilme diyagramı, Moran I istatistiği yardımıyla otokorelasyonu geometrik olarak göstermek için kullanılan tanısal bir araçtır. Moran grafiği, bir

⁸⁸ (Çevrimiçi) <http://www.lpc.uottawa.ca/publications/moransi/moran.htm>

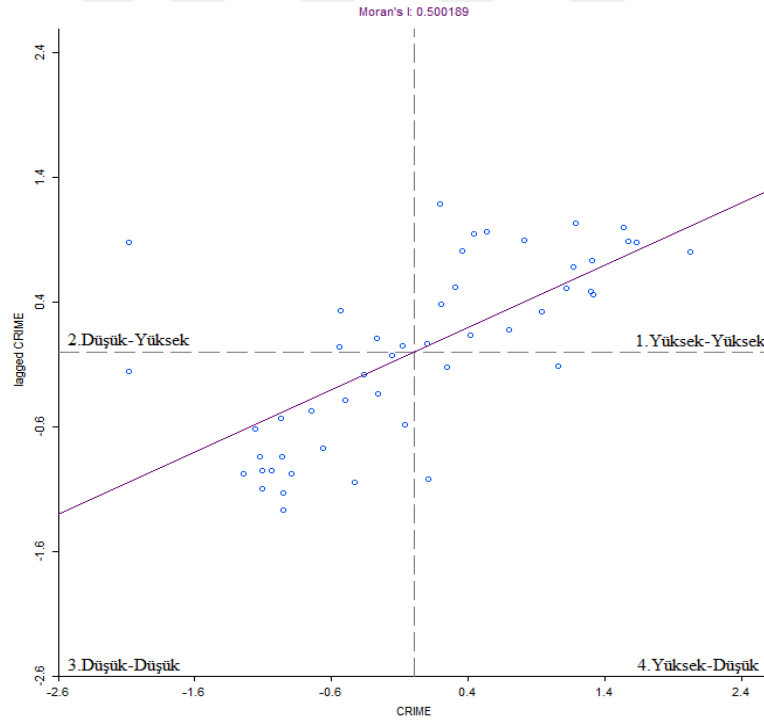
⁸⁹ Daniela Gumprecht, **a.g.e.**, 2007, p. 19.

⁹⁰ (Çevrimiçi) <http://www.lpc.uottawa.ca/publications/moransi/moran.htm>

saçılım diyagramıdır ve bir y değişkeni ile bunun mekansal gecikmesi arasındaki ilişkinin grafiksel sunumudur. Burada genellikle satır standartlaştırılmış mekansal ağırlık matrisi kullanılmaktadır.⁹¹

Aşağıda, Anselin⁹²'in Ohio Columbus'da bitişik 49 alan için elde edilen suç veri seti için Moran I serpilme diyagramı görülmektedir. Diyagramda yatay eksenle yer alan crime değişkeni suç oranını göstermektedir ve ev soygunu, araç çalma gibi suçları kapsamaktadır, lagged crime ise ağırlık matrisi vasıtasıyla ağırlıklandırılmış crime değişkenini ifade etmektedir.

Şekil 2.1. Moran I Serpilme Diyagramı



Bu grafikte regresyon doğrusunun eğimi Moran I istatistiğini vermektedir. Gözlemler 2. ve 4. bölgeye düşerse Moran I negatif çıkar, mekansal uç değer söz konusudur. 1. ve 3. bölgeye düşerse Moran I pozitif çıkar, mekansal kümelenme söz konusudur. Gözlemlerin dağılımı rastgele ise Moran I sıfır çıkar.

⁹¹ Daniela Gumprecht, **a.g.e.**, 2007, p. 16.

⁹² Luc Anselin, **a.g.e.**, Kluwer, Dordrecht, 1988a.

(çevrimiçi) <http://www.spatial-econometrics.com/data/contents.html>

2.3.1.2. Geary C İstatistiği

Moran I istatistiğinin yanında Roy C. Geary⁹³ tarafından geliştirilen Geary C istatistiği de mekansal bağımlılığın bir göstergesi olarak kullanılmaktadır. Geary C istatistiği aşağıdaki gibi elde edilmektedir,⁹⁴

$$C = \frac{(n-1) \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n C_{ij} (x_i - x_j)^2}{2 \left[\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n C_{ij} \right] \sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2} \quad (2.40)$$

Geary C istatistiği 0 ve 2 arasında değer alır. Bu istatistiğin 1 değerini alması mekansal otokorelasyonun olmadığı anlamına gelirken değer 1'den büyük olması negatif mekansal otokorelasyonun, 1'den küçük olması ise pozitif mekansal otokorelasyonun varlığını gösterir.⁹⁵ Benzer değerlerin yan yana olması durumunda bu istatistik sıfıra yakın çıkma eğiliminde olacaktır benzer şekilde farklı değerlerin yan yana olması bu istatistiğin ikiye yakın ve bazen ikiden büyük çıkmasına sebep olabilir.⁹⁶ Geary C istatistiğinin normallik varsayımı altında varyansı aşağıdaki gibi elde edilir:

$$Var_N(C) = \left(\frac{1}{2(n+1)S_0^2} ((2S_1 + S_2)(n-1) - 4S_0^2) \right) \quad (2.41)$$

Geary C istatistiğinin rassallık varsayımı altında varyansı aşağıdaki gibi elde edilir:

$$Var_R(C) = \frac{\left[(n-1)S_1(n^2 - 3n + 3 - (n-1)k) \right]}{n(n-2)(n-3)S_0^2} - \frac{\left[\frac{1}{4}((n-1)S_2 \langle n^2 + 3n - 6 - (n^2 - n + 2)k \rangle) \right]}{n(n-2)(n-3)S_0^2} + \frac{\left[S_0^2(n^2 - 3 - (n-1)^2 k) \right]}{n(n-2)(n-3)S_0^2} \quad (2.42)$$

⁹³ Roy C. Geary, "The Contiguity Ratio and Statistical Mapping". The Incorporated Statistician, 1954, C.5, No:3, pp. 115-146.

⁹⁴ (Çevrimiçi) <http://www.lpc.uottawa.ca/publications/moransi/moran.htm>

⁹⁵ Roy C. Geary, **a.g.e.**, 1954.

⁹⁶ (Çevrimiçi) <http://www.lpc.uottawa.ca/publications/moransi/moran.htm>

S_0 , S_1 ve S_2 eşitlikleri daha önce Moran I testinde tanımlanmış olduğundan burada tekrar ele alınmamıştır.

Sokal ve Oden⁹⁷ yaptıkları uygulamalı çalışmalarda Moran I ve Geary C istatistiklerini karşılaştırmış bu istatistiklerin birbirlerine yakın ancak aynı olmadıklarını ortaya koymuşlardır.⁹⁸

2.3.1.3. Getis-Ord G İstatistiği ve Testi

Mekansal bağımlılığın yoğunluğunu ölçen diğer bir istatistik Getis ve Ord tarafından geliştirilen G istatistiğidir. Tüm mekansal birimler için $\forall j \neq i$ (i ve j farklı alanlar) iken global G istatistiği,⁹⁹

$$G = \frac{\left(\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n w_{i,j} x_i x_j \right)}{\left(\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n x_i x_j \right)} \quad (2.43)$$

şeklinde tanımlanabilir. Burada $w_{i,j}$ söz konusu bölgeler arasındaki mekansal ağırlığı göstermektedir¹⁰⁰ ve (1.3.2) mekansal komşuluk ve ağırlık matrisi başlığı altında detaylı olarak tanımlanmıştır.

G istatistiğinin beklenen değeri,

$$E[G] = \frac{\left(\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n w_{i,j} \right)}{n(n-1)} \quad \forall j \neq i \quad (2.44)$$

şeklinde ve G istatistiğinin varyansı,

⁹⁷Robert R. Sokal, Neal L. Oden, “Spatial Autocorrelation in Biology: 1. Methodology”, Biological Journal of the Linnean Society, 1978, C.10, No:2, pp. 199-228.

⁹⁸ (Çevrimiçi) <http://www.lpc.uottawa.ca/publications/moransi/moran.htm>

⁹⁹ Arthur Getis, J. Keith Ord, “An analysis of Spatial Association by Use of Distance Statistic”, Geographical Analysis, 1992, C.24, No:3, p. 194.

¹⁰⁰ Arthur Getis, J. Keith Ord, a.e., 1992, p. 194.

$$V[G] = E[G^2] - E[G]^2 \quad (2.45)$$

olarak elde edilmektedir. G istatistiği için standartlaştırılmış skorlar aşağıdaki gibi hesaplanır:

$$Z_G = \frac{G - E[G]}{\sqrt{V[G]}} \quad (2.46)$$

Global G istatistiği için temel hipotez, bölgelerin değerleri arasında mekansal kümelenme olmadığını belirtir. G test istatistiği istatistiksel olarak anlamlıysa bir başka ifade ile temel hipotez red ediliyorsa, bu durumda Z skorunun işareti önem kazanır. Eğer Z skor değeri pozitif ise gözlenen global G istatistiği, beklenen global G istatistiğinden daha büyüktür ve bu durum çalışılan alanda yüksek değerlerin kümelenildiğini gösterir. Eğer Z skor değeri negatifse gözlenen global G istatistiği, beklenen global G istatistiğinden daha küçüktür ve bu durum çalışılan alanda düşük değerlerin kümelenildiğini gösterir.¹⁰¹

2.3.2. Lokal İstatistikler (LİSA)

Ele alınan her bir lokasyon için ayrı bir katsayı türeten istatistikleridir. Her bir gözlem için LİSA, bu gözlemlerin etrafında benzer değerlerin belirgin mekansal kümelenmesinin ölçümünü verir. Tüm gözlemler için LİSA'ların toplamı mekansal bağımlılığın global istatistiğini verir.¹⁰²

2.3.2.1. Lokal Moran I İstatistiği ve Testi

LİSA istatistikleri içinde en çok kullanılan lokal Moran I istatistiğidir. Mekansal bağımlılığın lokal Moran I istatistiği,

¹⁰¹ (Çevrimiçi) <http://resources.arcgis.com/EN/HELP/MAIN/10.1/index.html#//005p0000000q000000>

¹⁰² Luc Anselin, "Local Indicators of Spatial Association-LİSA", Geographical Analysis, 1995b, C.27, p. 94.

$$I_i = \frac{x_i - \bar{x}}{S_i^2} \sum_{j=1}^n w_{i,j} (x_j - \bar{x}) \quad (j \neq i) \quad (2.47)$$

şeklinde ifade edilebilir.¹⁰³ Burada S_i^2 ,

$$S_i^2 = \frac{\sum_{j=1}^n w_{i,j} (x_j - \bar{x})^2}{n-1} - \bar{X}^2 \quad (j \neq i) \quad (2.48)$$

iken¹⁰⁴ Lokal Moran I istatistiğinin beklenen değeri,

$$E(I_i) = -\left(\frac{\sum_{j=1}^n w_{i,j}}{n-1}\right) \quad (j \neq i) \quad (2.49)$$

şeklinde elde edilir ve Lokal Moran I istatistiğinin varyansı aşağıdaki gibidir:

$$V[I_i] = E[I_i^2] - E[I_i]^2 \quad (2.50)$$

Bu durumda Lokal Moran I istatistiği için standartlaştırılmış skorlar,

$$Z_{I_i} = \frac{I_i - E[I_i]}{\sqrt{V[I_i]}} \quad (2.51)$$

şeklinde elde edilir.¹⁰⁵ Lokal Moran I değerinin pozitif olması, bir bölgenin yüksek ya da düşük değerler açısından kendisiyle benzeşen komşulara sahip olduğunu gösterir ve bu durum kümelenmeyi ifade eder. Negatif olması ise bir bölgenin kendisinden farklı değerli komşulara sahip olduğunu gösterir ve bu durum bir sapan

¹⁰³(Çevrimiçi)http://resources.arcgis.com/EN/HELP/MAIN/10.1/index.html#/How_Cluster_and_Outlier_Analysis_Anselin_Local_Moran_s_I_works/005p00000012000000/

¹⁰⁴(Çevrimiçi)http://resources.arcgis.com/EN/HELP/MAIN/10.1/index.html#/How_Cluster_and_Outlier_Analysis_Anselin_Local_Moran_s_I_works/005p00000012000000/

¹⁰⁵ Luc Anselin, **a.g.e.**, 1995b, p. 98.

değer olduğunu ifade eder. Her iki durumda da yorum yapılabilmesi açısından elde edilen istatistiğin istatistiksel olarak anlamlı olması gerekmektedir.¹⁰⁶

2.3.2.2. Lokal Getis-Ord G İstatistiği ve Testi

Lokal mekansal bağımlılığı teşhis etmek amacıyla geliştirilmiş olan bu istatistik aşağıdaki gibi elde edilmektedir,¹⁰⁷

$$G_i(\delta) = \frac{\sum_j v_{ij}(\delta) x_j}{\sum_j x_j}, \quad i \neq j \quad (2.52)$$

Burada v_{ij} satır standartlaştırılmış mekansal ilişki matrisinin elemanları ve δ bölgesel ağırlığın lokal parametresidir. G 'nin beklenen değeri,

$$E[G_i(\delta)] = \frac{\sum_{i \neq j} v_{ij}(\delta)}{(n-1)} \quad (2.53)$$

şeklinde elde edilir ve $G_i(\delta)$ nin varyansı ise,¹⁰⁸

$$Var[G_i(\delta)] = \frac{\sum_j v_{ij} \left(n-1 - \sum_{i \neq j} v_{ij} \right) \left(\frac{Y_{i2}}{Y_{i1}} \right)}{(n-1)^2 (n-2)} \quad (2.54)$$

Burada,

$$Y_{i1} = \frac{\sum_j x_j}{n-1} \text{ ve } Y_{i2} = \frac{\sum_j x_j^2}{n-1} - Y_{i1}^2 \quad (2.55)$$

eşitlikleri vardır.

¹⁰⁶(Çevrimiçi) http://resources.arcgis.com/EN/HELP/MAIN/10.1/index.html#/How_Cluster_and_Outlier_Analysis_Anselin_Local_Moran_s_I_works/005p00000012000000/

¹⁰⁷ Daniela Gumprecht, **a.g.e.**, 2007, p. 20.

¹⁰⁸ Daniela Gumprecht, **a.e.**, 2007, p. 20.

Moran I istatistiği gibi Getis istatistiği de standardize edilebilir ve doğrudan kritik değerlerle karşılaştırılabilir.

2.3.3.Kelejian-Robinson Testi

Kelejian ve Robinson¹⁰⁹ tarafından geliştirilen bu test Moran I ile aynı temelden gelmekte ve bu anlamda hata teriminin türetilme sürecinin net bir spesifikasyonuna dayanmamaktadır. Aynı zamanda bu test doğrusal bir modele ve hata teriminin normal dağılmasına gerek duymamaktadır. Kelejian-Robinson testi mekansal bağımlılığın derecesini açıklamaya çalışmaktan çok ilişkinin varlığını sınamaya yönelik bir testtir. Buna rağmen mekansal otokorelasyon hakkında aşağıdaki varsayımı yapmıştır,

$$Cov(\varepsilon_i, \varepsilon_j) = \sigma_{ij} = Z_{ij}\rho \quad (2.56)$$

burada Z_{ij} , X ($1 \times q$) boyutlu bağımsız değişkenler vektörü, ρ , ($q \times 1$) boyutlu parametreler vektörü ve i ile j komşu birimleri ifade etmektedir. Mekansal otokorelasyonun olmadığı temel hipotezi $H_0 : \rho = 0$ şeklinde gösterilebilir.¹¹⁰

N örnek büyüklüğünü göstermek üzere σ_{ij}^2 'nin sıfırdan farklı $h_N \times 1$ boyutlu vektörüdür ($i < j$). C 'nin bağımlı $h_N \times q$ boyutlu Z matrisinin bağımsız değişkenler olduğu regresyon tahmin edilerek $H_0 : \rho = 0$ hipotezi sınanmaktadır. C 'nin elemanları gözlenemediği için LS kalıntıları e_i, e_j 'nin çapraz çarpımlarından tahmin edilmektedir ($\hat{C}$). $\hat{y} = (Z'Z)^{-1} Z'\hat{C}$ tahmini yapıldıktan sonra:

$$KR = \frac{\hat{y}'Z'Z\hat{y}}{\tilde{\sigma}^4} \quad (2.57)$$

¹⁰⁹ Harry H. Kelejian, Dennis P. Robinson, **a.g.e.**, 1992.

¹¹⁰ Luc Anselin, Anil K. Bera, **a.g.e.**, 1998, p. 268.

şeklinde elde edilir.¹¹¹ Burada $\tilde{\sigma}^4, \sigma^4$ 'ün bir tutarlı tahminicisidir. Örneğin $\tilde{\sigma}^4$ için, $[e'e/N]^2$ ya da $(\hat{C} - Z\hat{y})'(\hat{C} - Z\hat{y})/h_N$ kullanılabilir. $H_0: \rho=0$ temel hipotezini sınamak için KR istatistiği q serbestlik dereceli χ^2 dağılmaktadır. (2.57) eşitliğindeki $\hat{y}$ yerine $\hat{y} = (Z'Z)^{-1} Z'\hat{C}$ eşitliği yerleştirildiğinde,

$$KR = \frac{\hat{C}'Z(Z'Z)^{-1}Z'\hat{C}}{\tilde{\sigma}^4} \quad (2.58)$$

şeklinde elde edilir. Testin uygulanması için yalnızca temel hipotez altında dağılıma ihtiyaç olduğundan, σ^4 'ün $\rho=0$ tutarlı bir tahminicisini kullanmak mantıklıdır. H_0 hipotezi altında, $\hat{C}'\hat{C}/h_N \xrightarrow{P} \sigma^4$ 'tür ve burada $\xrightarrow{P}$ olasılıkta yakınsama anlamına gelmektedir. Testin asimptotik hali aşağıdaki gibidir.¹¹²

$$h_N \cdot \frac{\hat{C}'Z(Z'Z)^{-1}Z'\hat{C}}{\hat{C}'\hat{C}} \quad (2.59)$$

Test, hesaplanacak $h_N R^2$ 'nın istatistik olarak kullanılması ile de ilerleyebilir. Burada R^2 , $\hat{C}$ 'nin Z 'ye göre regresyonundan elde edilen belirginlik katsayısıdır ve h_N , bu regresyonun örnek büyüklüğüdür.

2.3.4. Mekansal Hata Otokorelasyonunun Testi

Mekansal hata otokorelasyonunun testinde daha önceki testlerin aksine, alternatif hipotezde ε veri yaratma süreci yoluyla açık bir şekilde belirlenmiştir.¹¹³

$$\varepsilon = \lambda W \varepsilon + \xi \quad (2.60)$$

¹¹¹ Luc Anselin, Anil K. Bera, **a.g.e.**, 1998, p. 268.

¹¹² Luc Anselin, Anil K. Bera, **a.e.**, 1998, p. 269.

¹¹³ Luc Anselin, Anil K. Bera, **a.e.**, 1998, p. 269.

Ve temel hipotez $\lambda = 0$ test edilmektedir. Hipotezlerin testi için LR, LM ve Wald testlerinin üçü de uygulanabilir. Bu üç testin dışında Rao¹¹⁴ tarafından tanımlanmış RS testi kullanımı en yaygın olan testtir ve regresyon modelinin LS tahminine dayanır. Silvey¹¹⁵, kısıtlı bir optimizasyonun Lagrange çarpan(lar)ını kullanarak RS testini türetmiştir. Burrige¹¹⁶, $\lambda = 0$ hipotezini test etmek için Silvey'in türettiği test formunu kullanmıştır:

$$RS = d'(\tilde{\theta})I(\tilde{\theta})^{-1}d(\bar{\theta}) \quad (2.61)$$

Bu formun kullanımı hem daha yaygın hem de daha kolaydır. Burada $d(\theta) = \partial L(\theta)/\partial \theta$ skor vektörüdür, $I(\theta) = -E\left[\partial^2 L(\theta)/\partial(\theta)\partial(\theta)'\right]$ bilgi matrisidir, $L(\theta)$ log-olabilirlik fonksiyonudur ve $\bar{\theta}$ test edilen hipotez altında parametre vektörünün kısıtlanmış log-olabilirlik tahmincisidir. Mekansal hata otokorelasyon modeli için $\theta = (\beta', \sigma^2, \lambda)'$ 'dir ve ML tahmincisinin anlatıldığı başlıkta verilmiştir. Bu test λ ile ilgili skora dayanmaktadır.¹¹⁷

$$d_{\lambda} = \frac{\partial L}{\partial \lambda} \Big|_{\lambda=0} = \frac{\varepsilon' W \varepsilon}{\sigma^2} \quad (2.62)$$

Bu eşitlikte, bu istatistiğin Moran's I istatistiği ile olan bağlantısı açıkça görülmektedir. H_0 hipotezi altında $I(\theta)$ hesaplandıktan sonra test istatistiği aşağıdaki gibi elde edilir.¹¹⁸

$$RS_{\lambda} = \frac{\tilde{d}_{\lambda}^2}{T} = \frac{\left[e' W e / \tilde{\sigma}^2\right]^2}{T} \quad (2.63)$$

¹¹⁴ Rao C. Radhakrishna, **a.g.e.**, pp. 50-57.

¹¹⁵ Samuel D. Silvey, "The Lagrangian Multiplier Test", The Annals of Mathematical Statistics, 1959, C. 30, No:2, pp. 389-407.

¹¹⁶ Peter Burrige, **a.g.e.**, 1980, C.42, pp. 107-108.

¹¹⁷ Luc Anselin, Anil K. Bera, **a.g.e.**, 1998, p. 270.

¹¹⁸ Luc Anselin, Anil K. Bera, **a.e.**, 1998, p. 270.

burada $T = tr[(W' + W)W]$ 'dir. Bu sebeple, bu test LS tahminine dayanmaktadır ve $\tilde{\lambda} = \sum_t e_t e_{t-1} / \sum_t e_{t-1}^2$ iken $RS_{\lambda} = (N-1)\tilde{\lambda}^2$ 'dır. Burr ridge¹¹⁹, Silvey¹²⁰, in önerisini baz alıp lagrange çarpanının tahminlerini kullanarak RS testini türetmiştir. Lagrange fonksiyonu:

$$L^R(\theta, \mu) = L(\theta) - \mu\lambda \quad (2.64)$$

Burada μ lagrange çarpanı ile ilişkilidir. Birinci mertebe koşullar:

$$\begin{aligned} \frac{\partial L^R(\theta, \mu)}{\partial \lambda} \Big|_{\tilde{\theta}, \tilde{\mu}} &= 0 \\ \tilde{\mu} &= \frac{\partial L(\theta)}{\partial \lambda} \Big|_{\tilde{\theta}} = \tilde{d}_{\lambda} \end{aligned} \quad (2.65)$$

şeklinde dir.¹²¹

RS testinin önemli bir özelliği, test sonucunun farklı alternatif hipotezler için değişmemesidir. RS testi $\theta = \tilde{\theta}$ için $\partial L / \partial \theta$ eğimini kullanmaktadır fakat $\tilde{\theta}$ için aynı eğime sahip birçok olabilirlik fonksiyonu olabilir. Alternatif hipotezde kesin bilgi içerildiği zaman bu testin kullanılmıyor oluşu, bu testin LR ve Wald alternatif testlerine karşı gücünün zayıf olduğu sonucunu ortaya çıkarmıştır. Klasik regresyon modeli için Godfrey¹²² ve Bera ile Mckenzie¹²³ çalışmalarında yaptıkları Monte Carlo analizi sonuçları RS testinin LR testiyle karşılaştırıldığında başarısız olmadığını göstermiştir. Uygulamada Wald ve LR testleri, alternatif hipotez altında en çok olabilirlik tahmini gerektiğinde daha çok tercih edilmekte fakat ML tahminlerine dayandıklarından daha karmaşıklardır. Örneğin, β , σ^2 ve λ

¹¹⁹ Peter Burr ridge, **a.g.e.**, pp. 107-108.

¹²⁰ Samuel D. Silvey, **a.g.e.**, pp. 389-407.

¹²¹ Luc Anselin, Anil K. Bera, **a.g.e.**, 1998, p. 270.

¹²² Leslie G. Godfrey, "On The Invariance of the Lagrange Multiplier Test with respect to Certain Changes in the Alternative Hypothesis", *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 1981, C.49, No:6, pp. 1443-1455.

¹²³ Anil K. Bera, Colin R. Mckenzie, "Alternative Forms and Properties of The Score Test", *Journal of Applied Statistics*, 1986, C.13, No:1, pp. 13-25.

parametreleri ile Wald testi düşünüldüğünde, bu test $\hat{\lambda}$ 'a göre maksimize edilmiş ML tahminleri kullanılarak hesaplanabilir. Bu durumda Wald istatistiği aşağıdaki gibi yazılabilir.¹²⁴

$$WS_{\lambda} = \frac{\hat{\lambda}^2}{AVar(\hat{\lambda})} \quad (2.66)$$

Burada $AVar(\hat{\lambda})$ (2.12) 'den aşağıdaki gibi elde edilebilir:

$$AVar(\hat{\lambda}) = \left[tr(W_B^2) + tr(W_B'W_B) - \frac{\{tr(W_B)\}^2}{N} \right]^{-1} \quad (2.67)$$

Uygulama için yukarıdaki ifadede bilinmeyen λ 'nın yerine tahmini ($\hat{\lambda}$) kullanılmaktadır. Testin yapılışı klasik zaman serisi regresyonundakinden daha basittir. Örneğin $AVar[\sigma^2, \lambda]$ bir matristir ve $AVar(\hat{\lambda})$ sadece $(1-\lambda^2)/(N-1)$ 'e eşittir. Bu nedenle Wald test istatistiği aşağıdaki gibi yazılabilir.¹²⁵

$$WS_{\lambda}^T = \frac{(N-1)\hat{\lambda}^2}{1-\hat{\lambda}^2} \quad (2.68)$$

$H_0: \lambda = 0$ hipotezi altında, $(1-\lambda^2)/(N-1)$ olan asimptotik varyans küçülerek $1/(N-1)$ halini alır. Dolayısıyla klasik zaman serilerinde λ 'nın anlamlılığının test edilmesi $AVar(\hat{\lambda})$ ifadesine bağlıdır.

LR test istatistiği ise (2.11) 'deki log-olabilirlik fonksiyonu L_C kullanılarak kolaylıkla elde edilebilir:

¹²⁴ Luc Anselin, **a.g.e.**, 1988a, p. 104.

¹²⁵ Luc Anselin, Anil K. Bera, **a.g.e.**, 1998, p. 271.

$$LR_{\lambda} = 2 \left[\hat{L}_C - \tilde{L}_C \right] \quad (2.69)$$

Burada $(\hat{\cdot})$ ifadesi, kısıtlı ML'den elde edilen $\hat{\beta}, \hat{\sigma}^2, \hat{\lambda}$ 'ı göstermektedir. LR_{λ} istatistiği:¹²⁶

$$LR_{\lambda} = N \left[\ln \tilde{\sigma}^2 - \ln \hat{\sigma}^2 \right] + 2 \sum_{i=1}^N \ln (1 - \hat{\lambda} \omega_i) \quad (2.70)$$

(2.70)'in son terimi zaman serilerindeki otokorelasyon ile mekansal bağımlılık testi arasında farkı oluşturan terimdir.

Yüksek dereceden mekansal otoregresif süreçler için RS test istatistiğini genelleştirmek çok kolaydır. Örneğin q . dereceden mekansal otoregresif model:¹²⁷

$$\varepsilon = \lambda_1 W_1 \varepsilon + \lambda_2 W_2 \varepsilon + \dots + \lambda_q W_q \varepsilon + \xi \quad (2.71)$$

iken $H_0 : \lambda_1 = \lambda_2 = \dots = \lambda_q = 0$ hipotezi test ediliyorsa RS istatistiği:

$$RS_{\lambda_1, \dots, \lambda_q} = \sum_{i=1}^q \frac{\left[e' W_i e / \tilde{\sigma}^2 \right]^2}{T_i} \quad (2.72)$$

şeklinde elde edilir. Burada $i=1, 2, \dots, q$ olmak üzere $T_i = \text{tr} \left[W_i' W_i + W_i^2 \right]$ 'dir.

Mekansal bağımlılığın olmadığı temel hipotez altında $RS_{\lambda_1, \dots, \lambda_q} \xrightarrow{D} \chi_q^2$ 'dir. Görüldüğü gibi yüksek dereceden bağımlılıklar için test istatistiği, bireysel test istatistiklerinin toplamıdır. Yüksek dereceden mekansal bağımlılığın testi için Wald ve LR testleri, $\lambda_1, \lambda_2, \dots, \lambda_q$ 'nın en çok olabilirlik tahminlerini gerektirdiğinden daha karmaşıktır.¹²⁸

¹²⁶ Luc Anselin, **a.g.e.**, 1988a, p. 104.

¹²⁷ Luc Anselin, Anil K. Bera, **a.g.e.**, 1998, p. 271.

¹²⁸ Luc Anselin, Anil K. Bera, **a.e.**, 1998, p. 272.

2.3.5. Mekansal Gecikme Bağımlılığının Testi

Mekansal gecikme bağımlılığı $H_0 : \rho = 0$ temel hipotezinin testidir ve log-olabilirlik fonksiyonundan yararlanmaktadır. Mekansal bağımlılığın testinde olduğu gibi bu bağımlılığın test edilmesi için de RS testinin kullanımı daha kolaydır. Anselin¹²⁹, in çalışmasında RS testi aşağıdaki gibi türetilmiştir. ρ için skor:

$$d_\rho = \frac{\partial L}{\partial \rho} \Big|_{\rho=0} = \frac{\varepsilon' W y}{\sigma^2} \quad (2.73)$$

şeklinde elde edilir. Bilgi matrisinin tersi (2.4) eşitliğinde verilmişti. Bu matrisin özelliği, $\rho = 0$ hipotezi altında bile blok köşegen olmaması yani (ρ, β) teriminin $\rho = 0$ koyarak elde edilen $(X'WX\beta)/\sigma^2$ 'ye eşit olmasıdır dolayısıyla $W_A = W$ 'dir. Blok köşegenin olmaması iki probleme sebep olmaktadır. Bunlardan ilki bir örnekte mekansal bağımlılığın varlığı, bağımsızlık durumundan daha az bilgi içerdiği anlamına gelmektedir. Bu durum (2.4)'teki eşitlik kullanılarak kolayca gösterilebilir. Bağımlılığın yokluğunda ($\rho = 0$), β 'nın en çok olabilirlik tahmini bilgi matrisinin tersi olan varyansa sahip olacaktır. Fakat $\rho \neq 0$ olduğunda β 'nın en çok olabilirlik tahminini hesaplamak için, $\sigma^2(X'X)^{-1}$ 'nin pozitif olma kısıtını eklemeye ihtiyaç duyulur.¹³⁰

İkinci olarak, $\rho = 0$ iken d_ρ 'nun asimptotik varyansını elde etmek için köşegen dışı terimler ihmal edilememektedir. Mekansal gecikme modeli için d_ρ 'nun asimptotik varyansı şöyle elde edilmektedir:

$$\begin{bmatrix} tr[W^2 + W'W] + [WX\beta]'[WX\beta]/\sigma^2 & (X'WX\beta)'/\sigma^2 \\ (X'WX\beta)/\sigma^2 & (X'X)/\sigma^2 \end{bmatrix}^{-1} \quad (2.74)$$

¹²⁹ Luc Anselin, "Lagrange Multiplier Test Diagnostics for Spatial Dependence and Spatial Heterogeneity", Geographical analysis, 1988c, C.20, No:1, pp. 1-17.

¹³⁰ Luc Anselin, Anil K. Bera, a.g.e., 1998, p. 272.

$$\rho=0 \text{ hipotezi altında } W_A = W \text{ ve } tr(W)=0 \text{ iken } T_1 = \frac{[(WX\beta)'M(WX\beta)+T\sigma^2]}{\sigma^2}$$

'dir. Bu yüzden RS test istatistiği:

$$RS_\rho = \frac{\tilde{d}_\rho^2}{\tilde{T}_1} = \frac{[e'Wy/\tilde{\sigma}^2]}{\tilde{T}_1} \quad (2.75)$$

şeklinde elde edilir. $\tilde{T}_1$ 'de yer alan β ve σ^2 yerine sırasıyla $\tilde{\beta}$ ve $\tilde{\sigma}^2$ tahminleri kullanılmaktadır. $H_0 : \rho=0$ hipotezi $RS_\rho \xrightarrow{D} \chi_1^2$ altında, Wald ve LR testlerinin uygulanması için log-olabilirlik fonksiyonunun maksimize edilmesine ihtiyaç bulunmaktadır. ρ 'nun ML tahmini $\hat{\rho}$ 'dur ve bunun asimptotik varyansını elde etmek için (2.4)'ün (1,1) elemanına ihtiyaç duyulmaktadır. Wald testinin alternatif hipotezi altında ($\rho \neq 0$) tahmin gerektiği için, (1,3) elemanı $tr(W_A)/\sigma^2$ sıfırdan farklı olmaktadır.¹³¹

(2.70)'deki eşitlikte verilen LR istatistiğinden tek fark son terimdir:

$$LR_\rho = N[\ln \tilde{\sigma}^2 - \ln \hat{\sigma}^2] + 2 \sum_{i=1}^N \ln(1 - \hat{\rho}\omega_i) \quad (2.76)$$

ML tahmini zaten yapılmış ise, LR_ρ testinin uygulanması Wald'dan daha kolaydır.

$\rho=0$ altında Wald ve LR istatistikleri 1 serbestlik dereceli χ^2 dağılacaktır.¹³²

2.3.6. Mekansal Hata ve Gecikme Bağımlılığının Birlikte Testi

Bu testler, tek yönlü test olarak adlandırılmaktadır ve modelin kalıntısının doğru spesifikasyonda olduğu varsayımı altında, tek bir spesifikasyonu test etmek için tasarlanmışlardır. Örneğin; $\rho=0$ varsayımı altında $H_0 : \lambda=0$ temel hipotezi

¹³¹ Luc Anselin, **Spatial Econometrics: Methods and Models**, Kluwer, Dordrecht, 1988a, p. 104.

¹³² Luc Anselin, Anil K. Bera, **a.g.e.**, 1998, p. 273.

için geçerli olan RS_λ , WS_λ , LR_λ istatistikleri, $\rho \neq 0$ olduğu zaman bilgi matrisinin yapısından dolayı asimptotik olarak geçerli olmayacaktır. $H_0 : \lambda = 0$ temel hipotezi altında üç istatistiğin de asimptotik olarak 1 serbestlik dereceli merkezi χ^2 dağıldığına dikkat edildiğinde bu sonuç sadece $\rho = 0$ iken geçerlidir. ρ 'nun sıfırdan farklılığını sınamak için mekansal hata ve mekansal gecikme otokorelasyonunu barındıran model:¹³³

$$\begin{aligned} y &= \rho W_1 y + X \beta + \varepsilon \\ \varepsilon &= \lambda W_2 \varepsilon + \xi, \quad \xi \sim N(0, \sigma^2 I) \end{aligned} \quad (2.77)$$

şeklinde kurulur. Burada, W_1 ve W_2 sırasıyla mekansal gecikmeli bağımlı değişken ve mekansal otoregresif hata terimiyle ilişkili ağırlık matrisleridir. Ayrıca $W_1 \neq W_2$ 'dir ve X matrisi sabit terime ilaveten en az bir tane dışsal değişken içerir.

Davidson ve McKinnon¹³⁴ ile Saikkonen¹³⁵ 'in sonuçlarını kullanarak RS_λ , LR_λ ve WS_λ 'un asimptotik dağılımında ρ 'nun lokal varlığının etkisi ölçülebilir. $H_0 : \lambda = 0$ hipotezi altında $\rho = \delta / \sqrt{N}$, ($\delta < \infty$) 'dir. Bu üç test asimptotik χ_1^2 dağılmaktadır.

$$RS_\rho = \frac{\delta^2 T_{12}^2}{NT_{22}} \quad (2.78)$$

burada $T_{ij} = tr[W_i W_j + W_i' W_j']$ 'dir. ($j=1,2$) Bu sebeple testler, $\lambda = 0$ olduğunda bile hata otokorelasyonu var olan temel hipotezini reddedecektir. RS_ρ , LR_ρ ve WS_ρ 'un asimptotik dağılımları benzer bir biçimde açıklanabilir. $\rho = 0$ hipotezi altında

¹³³ Luc Anselin, Anil K. Bera, **a.g.e.**, 1998, p. 273.

¹³⁴ Russell Davidson, James G. Mackinnon, "Implicit Alternatives and the Local Power of test Statistics", *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 1987, C.55, pp. 1305-1329.

¹³⁵ Pentti Saikkonen, "Asymptotic Relative Efficiency of the Classical Test Statistics Under Misspecification", *Journal of Econometrics*, 1989, C. 42, No:3, pp. 351-369.

hata bağımlılığının lokal varlığı $\lambda = \tau/\sqrt{N}$ 'dir. ($\tau < \infty$) Bu durumda merkezi olmayan bir parametre ile testler χ_1^2 dağılır:¹³⁶

$$RS_{\lambda} = \frac{\tau^2 T_{12}^2 \sigma^2}{ND} \quad (2.79)$$

burada $D = (W_1 X \beta)' M (W_1 X \beta) + T_{11} \sigma^2$ 'dir. Bu sebeple lokal hata bağımlılığının varlığından dolayı, payda aşırı büyür. Merkezi olmayan R_{ρ} ve R_{λ} parametrelerinde d_{λ} ve d_{ρ} skorları arasındaki kovaryans gibi yorumlanan $T_{12}/\sqrt{N}$ kritik sayıdır. Eğer $T_{12} = 0$ ise R_{ρ} ve R_{λ} sifıra eşit olacaktır ve bağımlılığın bir türü diğer bir tür için testi etkilemeyecektir. Ağırlık matrisleri W_1 ve W_2 'nin her bir satır ve sütunundaki elemanlar farklı olduğunda matrisin iz terimi $T_{12} = \text{tr} [W_1 W_2 + W_1' W_2]$ sıfır olacaktır. Diğer bir ifade ile gecikme teriminde ve hata terimindeki mekansal bağımlılığın yapısı, her bir gözlem için farklı komşu setleri içermektedir. Ancak $W_1 = W_2$ olduğu tipik durumda merkezi olmayan parametreler sıfır olmayacaktır.¹³⁷

Hata bağımlılığı test edilirken, mümkün gecikme bağımlılığını hesaba katmaya gerek yoktur. Aynı şey tersi bir durum için de geçerlidir. Anselin¹³⁸ iki farklı yaklaşım önermiştir. Bunlardan ilki; RS ilkeleri kullanılıp skor testinin yapısına uygun olarak LS kalıntılarından hareket edecek şekilde $H_0 : \lambda = \rho = 0$ 'ı birlikte test etmektir. Bu ortak test istatistiği:

$$RS_{\lambda\rho} = \tilde{E}^{-1} \left[\left(\tilde{d}_{\lambda} \right)^2 \frac{D}{\tilde{\sigma}^2} + \left(\tilde{d}_{\rho} \right)^2 T_{22} - 2 \tilde{d}_{\lambda} \tilde{d}_{\rho} T_{12} \right] \quad (2.80)$$

şeklinde elde edilir. Burada $E = (D/\sigma^2) T_{22} - (T_{12})^2$ 'dir. Burada testin sadece d_{λ} ve d_{ρ} 'ya değil bir T_{12} katsayısı ile etkileşim faktörüne bağlı olduğuna da dikkat

¹³⁶ Luc Anselin, Anil K. Bera, **a.g.e.**, 1998, p. 274.

¹³⁷ Luc Anselin, Anil K. Bera, **a.e.**, 1998, p. 274.

¹³⁸ Luc Anselin, **a.g.e.**, 1988c, pp. 1-17

edilmelidir. Bu formül karışık görünmesine rağmen, sadece LS kalıntıları kullanıldığından hesaplanması kolaydır. Ayrıca uygulamalı birçok çalışmada olduğu gibi W_1 ve W_2 ağırlık matrislerinin eşit olduğu varsayımı bu ifadeyi basitleştirmektedir.¹³⁹ $W_1 = W_2 = W$ ve dolayısıyla $T_{11} = T_{21} = T_{22} = T = \text{tr}[(W' + W)W]$ altında, yukarıdaki formülün indirgenmiş formu:

$$RS_{\lambda\rho} = \frac{\tilde{d}_{\lambda}^2}{T} + \frac{(\tilde{d}_{\lambda} - \tilde{d}_{\rho})^2}{\tilde{\sigma}^{-2}(\tilde{D} - T\tilde{\sigma}^2)} \quad (2.81)$$

şeklinde. $H_0: \lambda = \rho = 0$ temel hipotezi için $RS_{\lambda\rho}$, 2 serbestlik dereceli χ^2 dağılımına yakınsayacaktır. İki tanımlama hatasından birinin burada olmasından dolayı testin bu hali tek yönlü durumları ile karşılaştırıldığında güçsüz kalmaktadır. $\rho = 0$ için sadece $\lambda = \tau/\sqrt{N}$ 'nun varlığı göz önünde bulundurulur. Bu durumda, RS_{λ} ve $RS_{\lambda\rho}$ 'nin merkezi olmayan parametreleri $\tau^2 NT$ ile aynıdır. $RS_{\lambda\rho}$ testinin yüksek serbestlik derecesinden dolayı testte güç kaybı beklenir.¹⁴⁰ Diğer bir problem, $RS_{\lambda\rho}$ testinin geniş kapsamlı bir test olmasıdır. Eğer temel hipotez reddedilirse yanlış tanımlama nedeniyle gecikme ya da hata bağımlılığının olup olmadığının anlaşılması mümkün olmamaktadır.

İkinci yaklaşım; diğer formu kısıtsız olan bir modele spesifikasyon hatası için RS testi uygulamaktır. Örneğin, ρ 'nun varlığı halinde $H_0: \lambda = 0$ temel hipotezinin testi için test mekansal gecikme modelinin en çok olabilirlik tahmininin kalıntılarına dayanırsa $RS_{\lambda|\rho}$ istatistiği:

$$RS_{\lambda|\rho} = \frac{\hat{d}_{\rho}^2}{T_{22} - (T_{21A})^2 \text{Var}(\hat{\rho})} \quad (2.82)$$

¹³⁹ Luc Anselin, Anil K. Bera, **a.g.e.**, 1998, p. 274.

¹⁴⁰ Somesh Das Gupta, Michael D. Perlman, “**Power of the Noncentral F-test: Effect of Additional Variates on Hotelling's T2-test**”, Journal of the American Statistical Association, 1974, C.69, No:345, pp. 174-180.

şeklinde elde edilir.¹⁴¹ Burada $\left(\hat{\cdot}\right)$, doğrusal olmayan optimizasyon vasıtasıyla elde edilen $Y = \rho W_1 y + X\beta + \xi$ modelinin parametrelerinin en çok olabilirlik ile tahmin edildiğini göstermektedir. (2.82) eşitliğinde T_{21A} , $A = I - \hat{\rho}W_1$ olmak üzere $tr[W_2 W_1 A^{-1} + W_2 W_1 A^{-1}]$ anlamına gelir. $H_0 : \lambda = 0$ hipotezi altında $RS_{\lambda|\rho}$, 1 serbestlik dereceli χ^2 dağılımına yakınsayacaktır. Benzer şekilde RS testi, hata bağımlılığının varlığı halinde $H_0 : \rho = 0$ için geliştirilebilir.¹⁴² Bu test istatistiği:

$$RS_{\rho|\lambda} = \frac{[\hat{\varepsilon}' B' B W_1 y]^2}{H_\rho - H_{\theta\rho} \text{Var}(\hat{\theta}) H'_{\theta\rho}} \quad (2.83)$$

şeklinde yazılır. Burada $\hat{\varepsilon}; \theta = (\beta', \lambda, \sigma^2)'$, $y = X\beta + (I - \lambda W_2)^{-1} \xi$ ve $B = I - \hat{\lambda}W_2$ olmak üzere temel hipotezin en çok olabilirlik tahminine dayanan kalıntıların bir vektörünü göstermektedir. Bu eşitliğin paydasındaki terimler:

$$H_\rho = tr W_1^2 + tr(BW_1 B^{-1})'(BW_1 B^{-1}) + \frac{(BW_1 X B)'(BW_1 X B)}{\sigma^2}$$

$$H'_{\theta\rho} = \begin{bmatrix} \frac{(BX)' BW_1 X \beta}{\sigma^2} \\ tr(W_2 B^{-1})' BW_1 B^{-1} + tr W_2 W_1 B^{-1} \\ 0 \end{bmatrix} \quad (2.84)$$

şeklindedir¹⁴³ ve $\text{Var}(\hat{\theta})$ parametre vektörü θ için varyans kovaryans matrisinin tahminidir.

¹⁴¹ Luc Anselin, Anil K. Bera, **a.g.e.**, 1998, p. 275.

¹⁴² Luc Anselin at. al., “**Simple Diagnostic Tests for Spatial Dependence**”, Regional Science and Urban Economics, 1996, C.26, No:1, pp. 77-104.

¹⁴³ Luc Anselin, Anil K. Bera, **a.g.e.**, 1998, p. 276.

İki parametrelili bir mekansal modelin tahminini çok daha karmaşık bir doğrusal olmayan optimizasyon gerektirerek yapmalarına rağmen Wald ve LR istatistiklerini yukarıdaki üç durum için de elde etmek mümkündür. Buna karşın $RS_{\lambda|\rho}$ ve $RS_{\rho|\lambda}$, teorik açıdan olası yanlış tanımlama kaynaklarını belirleme potansiyeline sahiplerdir ve (2.6)'daki log-olabilirlik fonksiyonunun maksimizasyonundan elde edilebilir geçerli istatistiklerdir. Ancak elde edilmeleri için LS kalıntılarına dayanan testlerden daha zorlu bir hesaplama gerektirmektedir.¹⁴⁴

2.3.7. Lokal Tanımlama Hatası Varlığında Dirençli Testler

Genel tanımlama hatasının varlığı halinde testleri dirençli hale getirmek mümkün değildir. Ancak Bera ve Yoon¹⁴⁵ ile Anselin v.d.¹⁴⁶,nin önerdiği genel yaklaşım kullanılarak lokal tanımlama hatası için dirençli testler yapılabilir. Burada amaç RS_{λ} ve RS_{ρ} tek yönlü skor testlerini merkezi olmayan parametreleri (R_{ρ} ve R_{λ}) dikkate alarak düzeltmektir. Böylece temel hipotez altında merkezi χ^2_1 dağılımına sahip test istatistiği elde edilecektir. ρ 'nun lokal varlığında $H_0 : \lambda = 0$ için düzenlenmiş test istatistiği aşağıdaki gibidir.¹⁴⁷

$$RS_{\lambda}^* = \frac{\left[\tilde{d}_{\lambda} - T_{12} \tilde{\sigma}^2 \tilde{D}^{-1} \tilde{d}_{\rho} \right]^2}{T_{22} - (T_{12})^2 \tilde{\sigma}^2 \tilde{D}} \quad (2.85)$$

$W_1 = W_2 = W$ iken ve RS_{λ}^* istatistiği:

$$RS_{\lambda}^* = \frac{\left[\tilde{d}_{\lambda} - T \tilde{\sigma}^2 \tilde{D}^{-1} \tilde{d}_{\rho} \right]^2}{T(1 - T \tilde{\sigma}^2 \tilde{D})} \quad (2.86)$$

¹⁴⁴ Luc Anselin, Anil K. Bera, **a.g.e.**, 1998, p. 276.

¹⁴⁵ Anil K. Bera, Mann J. Yoon, "Specification Testing with Misspecified Alternatives", *Econometric Theory*, 1993, C.9, pp. 649-658.

¹⁴⁶ Luc Anselin at. al., **a.g.e.**, 1996.

¹⁴⁷ Luc Anselin, Anil K. Bera, **a.g.e.**, 1998, p. 276.

şeklinde elde edilir. RS_{λ}^* ve RS_{λ} istatistiği karşılaştırıldığında, $\tilde{d}_{\rho}$ ve T_{12} sayesinde ρ 'nun varlığı için RS_{λ} testinin düzenlendiği açıkça görülmektedir. $H_0 : \lambda = 0$ hipotezi altında (ve $\rho = \delta/\sqrt{N}$) RS_{λ}^* , merkezi χ_1^2 dağılımına yakınsar bir başka ifade ile doğru spesifikasyona dayanan RS_{λ} gibi RS_{λ}^* 'da aynı asimptotik dağılıma sahiptir. Bu nedenle bu istatistik, lokal gecikme bağımlılığının varlığında asimptotik olarak doğru büyüklüktedir. Ayrıca RS_{λ}^* istatistiğini elde etmek için sadece LS tahminine ihtiyaç vardır bu sebeple sorunlu parametre ρ 'nun doğrudan tahminini engellemektedir.

Gecikme bağımlılığının olmadığı ($\rho = 0$), sadece $\lambda = \tau/\sqrt{N}$ mekansal hata bağımlılığının olduğu durumda RS_{λ} ve RS_{λ}^* 'nin merkezi olmayan parametreleri sırasıyla, $\tau^2 T_{22}/N$ ve $\tau^2 (T_{22} - T_{12}^2 \sigma^2 D^{-1})/N$ olacaktır. $\tau^2 T_{12}^2 \sigma^2 D^{-1}/N \geq 0$ olmasından dolayı mekansal gecikme bağımlılığı yokken, RS_{λ}^* 'ın asimptotik gücü RS_{λ} 'nin gücünden daha az olacaktır. Bu durum dirençlilik düzeltmesinden kaynaklanır. (2.82)'de Anselin'in $RS_{\lambda|\rho}$ 'i ile RS_{λ}^* karşılaştırması oldukça açıklayıcıdır. $RS_{\lambda|\rho}$ 'nin ortalama düzeltme faktörü yoktur ve $RS_{\lambda|\rho}$, $\hat{d}_{\rho} = 0$ için ρ 'nun kısıtlı en çok olabilirlik tahminine dayanır. Buna ilaveten $RS_{\lambda|\rho}$ istatistiği, genel RS test sürecinden türetilmiş Durbin h testinin mekansal versiyonunda da görülür. Durbin h testinin aksine $RS_{\lambda|\rho}$, LS kalıntıları kullanılarak hesaplanamaz. Benzer şekilde, mekansal bağımlı hata sürecini kapsayan lokal yanlış tanımlamanın varlığında, $H_0 : \rho = 0$ için düzeltilmiş skor testi aşağıdaki gibi elde edilir.¹⁴⁸

$$RS_{\rho}^* = \frac{[\tilde{d}_{\rho} - T_{12} T_{22}^{-1} \tilde{d}_{\lambda}]^2}{\tilde{\sigma}^{-2} \tilde{D} - (T_{12})^2 T_{22}^{-1}} \quad (2.87)$$

¹⁴⁸ Luc Anselin, Anil K. Bera, **a.g.e.**, 1998, p. 277.

$W_1 = W_2 = W$ iken yukarıdaki ifadenin basitleştirilmiş hali,

$$RS_{\rho}^* = \frac{[\tilde{d}_{\rho} - \tilde{d}_{\lambda}]^2}{\tilde{\sigma}^{-2} \tilde{D} - T} \quad (2.88)$$

şeklindedir.

Testler arasındaki ilişki şöyle özetlenebilir: $RS_{\lambda\rho}$; RS_{λ} ve RS_{ρ} testlerinin toplamı değildir yani Bera ve Jarque¹⁴⁹ ile Bera ve McKenzie¹⁵⁰ çalışmalarında tartışıldığı doğrultuda skor testinde toplamsallık yoktur. (2.80)'den açıkça görüleceği gibi, yalnızca $W_1 = W_2$ durumu için $T_{12} = 0$ ya da $T = 0$ ise toplamsallık söz konusu olur. Bir başka ifade ile d_{λ} ve d_{ρ} asimptotik olarak ilişkisizdir. Bu durum $RS_{\lambda}^* = RS_{\lambda}$ ve $RS_{\rho}^* = RS_{\rho}$ içinde geçerlidir. Bu sebeple $T = 0$ için lokal yanlış belirlemenin varlığı halinde, geleneksel RS_{λ} ve RS_{ρ} tek yönlü testleri asimptotik olarak geçerlidir. Ancak daha önce belirtildiği gibi W_1 ve W_2 komşu yapılarında çakışmalar mevcut olduğunda $T > 0$ ve $T_{12} > 0$ 'dır. Bu durum altında aşağıdaki sonuç elde edilir:¹⁵¹

$$RS_{\lambda\rho} = RS_{\lambda}^* + RS_{\rho} = RS_{\lambda} + RS_{\rho}^* \quad (2.89)$$

Görüldüğü gibi λ ve ρ için iki yönlü test, alternatiflerden birinin düzeltilmemiş tek yönlü testi ve diğerinin düzeltilmiş bir halinin toplamıdır, $H_0 : \lambda = \rho = 0$ hipotezi altında RS_{λ}^* ve RS_{ρ} asimptotik bağımsız değildir, ancak aynı şey RS_{λ} ve RS_{ρ}^* için söylenemez.

¹⁴⁹ Anil K. Bera, Carlos M. Jarque, “**Model Specification Tests: A Simultaneous Approach**”, Journal of Econometrics, 1982, C.20, No:1, pp. 59-82.

¹⁵⁰ Anil K. Bera, Colin R. McKenzie, “**Alternative Forms and Properties of the Score Test**”, Journal of Applied Statistics, 1986, C.13, No:1, pp. 13-25.

¹⁵¹ Luc Anselin, Anil K. Bera, **a.g.e.**, 1998, p. 277.

Tüm düzeltilmiş ve düzeltilmemiş testleri uygulayarak ve son eşitlikteki sonuçtan faydalananarak bağımlılığın yapısını tanımlamak mümkündür.¹⁵² Wald ve LR testlerinin karmaşık yapılarından dolayı lokal yanlış tanımlama altında bu testlerin düzeltilmiş versiyonlarını türetmek mümkün değildir.¹⁵³



¹⁵² Luc Anselin at. al., **a.g.e.**, 1996.

¹⁵³ Luc Anselin, Anil K. Bera, **a.g.e.**, 1998, p. 278.

ÜÇÜNCÜ BÖLÜM

TÜRKİYE’DE GÖÇÜ ETKİLEYEN FAKTÖRLERİN MEKANSAL EKONOMETRİK ANALİZİ

Türkiye’nin iç göç istatistikleri incelendiğinde 1950’li yıllardan itibaren özellikle tarımda makineleşme ile birlikte kırsal alanlardan büyük kentlere doğru gerçekleşen bir iç göç hareketi görülmektedir. Kırdan ayrılan nüfusun büyük kentlere göçü ile başlayan bu hareket hem ekonomik hem de toplumsal yapıda büyük değişme yaratmıştır. Tarımda makineleşme nedeniyle yaşanan işsizlik ve iş talebini karşılayacak alanların yetersizliği kırsal bölgelerdeki işgücü ve sermayenin bölge dışına taşınmasına sebep olmuş ve bu durum geri kalmış bölgelerin daha da gerilemesiyle sonuçlanmıştır. Bununla birlikte yoğun göçe maruz kalan kentlerde konut ihtiyacının karşılanmaması, eğitim ve sağlık hizmetlerinin yetersizliği, trafik, çevre kirliliği gibi sorunlar ortaya çıkmıştır. 1970’den itibaren ise kırdan kente göçler azalarak devam etmiş ve bu dönemde kentten kente göçler ivme kazanmıştır. Verilen ve alınan göçte taşınma maliyetlerinden ve memlekete yakın olma arzusundan dolayı mesafenin de çok önemli bir faktör olduğu bilinmektedir. Bu çalışmada, TÜİK’in bölge sınıflamasında alt bölgelerin de yer aldığı NUTS-3 düzeyinde verilen göçlere neden olan faktörleri sağlıklı bir şekilde ortaya koyabilmek için sınırdaşlık kavramı da dikkate alınarak ekonometrik analizler yapılacaktır. Mekansal ekonometrik tekniklerin analizde kullanılması ile bölgeler arası göç, sınır komşuluğu matrisi yardımıyla açıklanmaya çalışılacaktır. Ekonometrik analiz sonuçları bu bölgelerin verdiği göç için itici ve çekici unsurlar da göz önünde bulundurularak değerlendirilecektir.

3.1.Göç Kavramı

Ekonomik, toplumsal, siyasi sebeplerle bireylerin veya toplulukların bir ülkeden başka bir ülkeye, bir yerleşim yerinden başka bir yerleşim yerine gitme işi¹ olarak tanımlanan göç, kitleler halinde ya da bireyler bazında gerçekleşen bir nüfus hareketidir. Bu hareket göç edilen yerleşim alanları açısından iki şekilde gerçekleşmektedir: iç göç ve dış göç. Bir ülke sınırları içerisinde, bireylerin, bir yıldan az olmayacak şekilde, yaşadığı ortamı değiştirmesine iç göç denilmektedir.² Bireylerin ülke sınırlarının dışında herhangi bir ülkeye yaşadığı ortamı değiştirmek amacıyla gitmesi olarak tanımlanan dış göç bu çalışmanın kapsamı dışında kalmaktadır. İç göç hareketi, kırsal kesimden şehirlere doğru, kırsal kesimden kırsal kesime doğru, şehirlerden kırsal kesime doğru ve şehirlerden şehirlere doğru gerçekleşmektedir.³ Türkiye'nin göç istatistikleri incelendiğinde ise, göç hareketliliğinin daha çok 1950'li yıllar sonrasında başladığı ve ağırlıklı olarak kırsal kesimden şehirlere doğru olduğu dikkat çekmektedir.

3.2. Türkiye'de İç Göç

Tarihsel sürece bakılacak olunursa, 1923 ile başlayan dönemde önemli bir göç hareketi görülmemektedir, bu dönemde kırdan kente ve kentten kente gerçekleşen zayıf bir göç hareketi söz konusu olmuştur.⁴ 2. Dünya savaşından sonra ABD'nin 1948-1951 yıllarında uygulamaya koyduğu Marshall Yardımları sayesinde Türkiye 137 milyon dolarlık bir pay almıştır. Bu yardımlar kapsamında tarımda makineleşmenin artırılması için Türkiye'ye 40 binden fazla traktör hibe edilmiştir.⁵ Böylece 1950'den itibaren tarımda makineleşme ile birlikte özellikle kırsal kesimdeki nüfus için işsizlik sorunu ortaya çıkmış ve bu da 1950-1970 arasında kırdan kente doğru yaşanan büyük göç hareketine sebep olmuştur. 1970'den itibaren

¹(çevrimiçi)http://www.tdk.gov.tr/index.php?option=com_gts&arama=gts&guid=TDK.GTS.57a7bddfd4b297.18734273

² M. Vedat Pazarlıoğlu, “İzmir Örneğinde İç Göçün Ekonometrik Analizi”, Yönetim ve Ekonomi: Celal Bayar Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi, C.14, No:1, 2007, p. 121.

³ M. Vedat Pazarlıoğlu, a.e., 2007, p. 121.

⁴ Hakan Özdemir, “Türkiye’de İç Göçler Üzerine Genel Bir Değerlendirme”, Akademik Bakış Dergisi, C.30, No:11, 2012, p. 2.

⁵ Gaye Karpaz Çatalbaş, Ömer Yazar, “Türkiye'deki Bölgeler Arası İç Göçü Etkileyen Faktörlerin Panel Veri Analizi İle Belirlenmesi”, Alphanumeric Journal, C.3, No:1, 2015, p. 100.

ise kırdan kente göçler azalarak devam etmiş ve bu dönemde kentten kente göçler ivme kazanmıştır. İç göç istatistikleri incelendiğinde 1970-80 yılları arasındaki iç göç hareketlerinin çoğunlukla kentten kente göç şeklinde gerçekleştiği görülmektedir.

1980'li ve 1990'lı yıllar Türkiye'de uygulanan serbest piyasa ekonomisi, özelleştirme, iletişim ve ulaşım koşullarının gelişimindeki süreklilik, bireysel yaşamın toplumsal yaşam karşısında öne çıkması ve sivil toplumun önem kazanması ile insanların toplumsal hareketliliği daha da arttırmıştır. Diğer yandan, bu dönemde Türkiye'de iç göç, siyasi nedenlerin de katkısıyla giderek daha da yoğunlaşmıştır.⁶

Günümüze gelindiğinde ise, göç hareketlerinin temelde ekonomik sebepler ile doğudan batıya doğru bir rota izleyerek gerçekleştiği görülmektedir. Bu göç hareketlerinin çıkış ve varış noktalarında ekonomik, kültürel ve sosyal değişimler yaratıyor olması tarihsel süreç içinde göç olgusunun birçok çalışmaya konu olmasına sebep olmuştur.

3.2. Ekonometrik Literatür

1970'li yılların başından itibaren Türkiyede göç sorununun ele alındığı birçok çalışmaya rastlanmaktadır. Bu olgu yerli araştırmacıların dikkatini çektiği kadar yabancı araştırmacıların da dikkatini çekmiştir.

Bu bağlamda göç olgusunu ele alan ve günümüze dek yapılan başlıca çalışmalar aşağıdaki gibidir:

John M. Munro⁷ tarafından yapılan çalışmada, Türkiye'de 1960-1965 yılları arasında yaşanan iç göçlerin hangi faktörlerce etkilendiğini belirlemek amacıyla itici güçler bağlamında bir model kurulmuştur. Rainer Doh⁸ tarafından yapılan çalışmada ise, Türkiye'de iller arası göçü etkileyen sosyoekonomik faktörleri belirlemek amaçlanmış ve sonuçlara göre iş imkanlarıyla göç oranları arasında anlamlı bir ilişki

⁶ Gaye Karpaz Çatalbaş, Ömer Yazar, **a.g.e.**, 2015, p. 100.

⁷ John M. Munro, "Migration in Turkey", *Economic Development and Cultural Change*, C.22, No:4, 1974, pp. 634-653.

⁸ Rainer Doh, "Inter-provincial Migration in Turkey and its Socio-economic Background: a Correlation Analysis", *Nufusbilim Dergisi*, C.6, 1983, pp. 49-61.

tespit edilmiştir. Tunalı⁹ çalışmasında Türkiye’de 1963-1973 yılları arasında bireylerin göç ve tersine göç kararlarında etkili faktörleri belirlemek amacıyla bir araştırma yapmıştır.

Yamak ve Yamak¹⁰, 1980-1990 döneminde iller arası net göç ile kişi başına gelir arasındaki ilişkiyi ampirik olarak incelemişlerdir. Ekonomik sebeplerle göç eden nüfusun toplam nüfusun ne kadarlık bir kısmı olduğunu, bu oranın bölgesel gelir dengesizlikleri üzerindeki etkisini araştırmış ve gelir dengesizliklerinin iç göç üzerindeki etkisini incelemişlerdir. Gelir dengesizliklerinin göç üzerinde yarattığı etkinin, göç veren illerin düşük gelir seviyesinden ziyade göç alan illerin yüksek gelir seviyesinden kaynaklandığı sonucuna ulaşmışlardır. Diğer bir ifade ile itici faktörlerden ziyade çekici faktörlerin göç üzerinde daha etkili olduğunu vurgulamışlardır.

Pazarlıoğlu¹¹ çalışmasında, Türkiye’de iç göçü panel veri modellerini kullanarak ele almıştır. Bu amaçla, uygun modellerden faydalanarak iki tane senaryo analizi geliştirmiş ve iç göç üzerine öngörüler yapmıştır. Yapılan senaryolar ve kurulan modeller sonucunda iç göçün önlenmesinde etkili olan yolların; gelir dağılımındaki eşitsizliğin giderilmesi ve şehirlerarası ekonomik farklılıkların ortadan kaldırılması olarak belirtilirken iç göçün en önemli sonuçlarından birisinin de çarpık kentleşme olduğu tespit edilmiştir.

Ercilasun, Hiç Gencer ve Ersin¹² çalışmalarında, en küçük kareler yöntemi ile iller bazında Türkiye’de iç göçleri belirleyen faktörleri tahmin etmişlerdir. Bu çalışmada en dikkat çekici sonuç, Türkiye’de bireylerin iç göç kararlarını etkileyen en önemli faktörün bir yere daha önceden göç etmiş olanların çekici gücü olarak bulunmasıdır. Net göç ve net göç hızının kendi gecikmeli değerlerinden etkilendiği otoregresif modellerin anlamlı olması bu durumu destekler niteliktedir. Çalışmada

⁹ İnsan Tunalı, “**Migration and Remigration of Male Household Heads in Turkey, 1963-1973**”, Economic Development and Cultural Change, C.45, No:1, 1996, pp. 31-67.

¹⁰ Nebiye Yamak, Rahmi Yamak, “**Türkiye’de Gelir Dağılımı ve İç Göç**”, 1999. (çevrimiçi)<http://www.sbe.deu.edu.tr/dergi/cilt1.say%C4%B11/yamak%20yamak%201.1.pdf>

¹¹ M. Vedat Pazarlıoğlu, **a.g.e.**, 2007, pp. 121-136.

¹² Mustafa Ercilasun v.d., Türkiye’deki İç Göçleri Belirleyen Faktörlerin Modellenmesi, 2011. (çevrimiçi)<http://avekon.org/papers/378.pdf>

elde edilen bir diğ er  nemli sonu , bireylerin g    kararlarını illerdeki  niversite kapasitesinin y ksekliđine dayandırmalarıdır.

T rkiye i in g   n belirleyicilerini ortaya  ıkarmaya y nelik yapılan bu  alıřmalar i  g     zerinde istihdam, eđitim, g    edilen yere daha  nce yerleřmiř akrabalar gibi  ekici sosyo-ekonomik fakt rlerin yanında g venlik problemi, iřsizlik, geri kalmıřlık gibi itici unsurların etkili olduđunu ortaya  ıkarmıřtır. Ayrıca T rkiye'nin Marmara, Ege, Batı Anadolu ve Akdeniz b lgelerinin g    aldıđı ve bunlar dıřında kalan b lgelerin g    vermekte olduđu da ispatlanmıřtır. Son d nemde g    olgusu mekansal ekonometrik tekniklerle de arařtırılmıřtır. Bařlıca  alıřmalar:

Abar¹³, 2009 yılı g    istatistiklerini kullanarak iller arası g   , varıř- ıkıř  zelliklerinden oluřan matrisler vasıtasıyla mekansal ekonometrik tekniklerden yararlanarak a ıklamaya  alıřmıřtır. Modelde, ekonomik g stergeleri temsili deđiřkenler, iř imkanlarını temsili deđiřkenler, sosyal  ekici-itici g   ler ve  evresel fakt rleri temsili deđiřkenler, se kinlik deđiřkenleri, mesafe ve stok g    olarak gruplandırılmıř deđiřkenler kullanılmıřtır.  ncelikle  ıkıř ve varıř illerine ait sınır komřuluđu matrisleri oluřturulmuř ve bu matrisler  zerinden mekansal modeller tahmin edilmiřtir. Model tahmini sonucunda, g    a ıklamada etkili temel deđiřkenin gelir farlılıkları olduđu g r lm řt r. Bunun yanında, g     zerinde eđitimin etkisi se kinlik deđiřkenleri grubunda incelenmiř ve g    veren ildeki se kin  zelliklere sahip birey oranının fazlalıđının, o ilin g    oranlarını arttırdıđı sonucuna ulařılmıřtır. G    edilecek ildeki sosyal refah d zeyi de, g    i in  ekici unsurdur. Stok g   n fazla olmasının g    edilen ilde tanıda ve akrabaların fazla olma olasılıđını arttırdıđı d ř n ld đ nde, g    edilecek ilde tanıda ve akrabaların olmasının g    arttırıcı bir unsur olduđu g r lmektedir. G    edilirken katlanılan maliyetler de g     zerinde etkilidir. Bu maliyetler genel olarak iller arası mesafeyle artmaktadır. Model sonu ları incelendiđinde iller arası mesafenin artması g    azaltıcı etki g stermektedir. Bu da teoriyi destekler niteliktedir, dolayısıyla beklentilere paralel olarak g    verilerinde mekansal etkiler olduđu bulunmuřtur.

¹³ Hayri Abar, **T rkiye'de İller Arası G   n Belirleyicileri: Mekansal Ekonometrik Model Yaklařımı**, Atat rk  niversitesi, Sosyal Bilimler, Enstit s  İktisat Anabilim Dalı (Y ksek Lisans Tezi)( evrimi i)<http://www.atauni.edu.tr/turkiyede-iller-arasi-gocun-belirleyicileri-mekansal-ekonometrik-model-yaklasimi>

Yakar¹⁴ çalışmasında, 1995-2000 dönemi için Türkiye’de iç göçlerin ilçelere göre mekansal analizini yapmıştır. Çalışmanın ilçeler üzerinde yapılması, il içindeki farklılıkları belirgin bir şekilde ortaya çıkarmıştır. Göç etkililiği ve göç devinim oranları dağılımı incelendiğinde Adana-Zonguldak hattı batısında hareketliliğinin fazla olduğu ve göçün nüfus artışında belirleyici olduğu, buna karşın bu hattın doğusunda ise hareketliliğin boyutlarının daha düşük düzeyde kaldığı ve göçün nüfus artışındaki etkisinin sınırlı olduğu ortaya çıkmıştır.

3.3.Modelde Kullanılacak Değişkenler ve Veriler

Bu çalışmada, TÜİK’in yayınladığı verilerden hareketle Türkiye’de iller bazında göçün belirleyicilerini açıklamak üzere mekansal ekonometrik analizler yapılacaktır. Birim boyutunun bölgeler olması ve bölgeler arasında da komşuluk ilişkilerinin muhtemel olması sebepleriyle kalıntılar arasında mekânsal korelasyon görülebileceği olasılığı nedeniyle, kurulacak ekonometrik modelde göçe neden olan faktörler ortaya çıkarılmaya çalışılırken mekânsal korelasyonları da dikkate alan yöntemler yardımıyla ekonometrik tahminler yapılacaktır. Bu amaçla kullanılan değişkenler ve değişken dönüşümleri aşağıdaki gibidir:

Tablo 3.1.Modelde Kullanılan Değişkenler

LNGÖÇ	Verilen göçün logaritması
EVL	Evlenme hızı
BOŞ	Boşanma hızı
LNDĞM	Doğum sayısının logaritması
LNTARIM	Tarım alanının (<i>hektar</i>) logaritması
LNBAL	Bal üretiminin logaritması (<i>ton</i>)
LNMTN	Üniversite mezun sayısının logaritması
UNİ	Üniversite sayısı

Çalışmada kullanılan veriler TÜİK istatistiklerinden derlenmiştir ve tüm verilerine ulaşılabilir olması nedeniyle 2014 yılını kapsamaktadır. TÜİK istatistiklerinden toplanan veriler mekânsal ekonometrik modelin oluşturulmasında

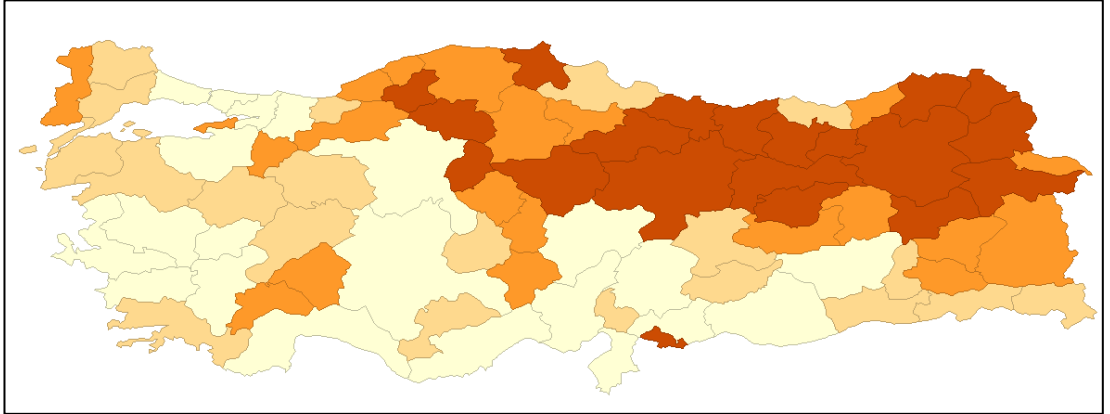
¹⁴ Mustafa Yakar, “Türkiye’de İç Göçlerin İlçelere Göre Mekânsal Analizi: 1995-2000 Dönemi”, Uluslararası İnsan Bilimleri Dergisi, C.9, No:1, 2012, pp. 741-768.

kullanılmış ve analizler Stata ve Geoda istatistik ve ekonometrik paket programları yardımıyla yapılmıştır. Analizlerde, literatürde en sık kullanılan ve sınırdaşığa bağı ağırlıklandırma başlığında değinilen vezir komşuluğu kullanılacaktır.

3.4. Tahmin Sonuçları ve Yorumlanması

İller bazında verilen göçün mekansal dağılımına ait harita şekil 3.1.’de gösterilmiştir. Bu harita verinin mekansal etki taşıyıp taşımadığı hakkında bilgi veren önsel bir araçtır. Burada mekansal dağılım haritası verilen göçün dağılımının rassal olup olmadığını bir başka ifade ile göçün mekansal bağımlılık durumunu incelemeye imkan tanımaktadır.

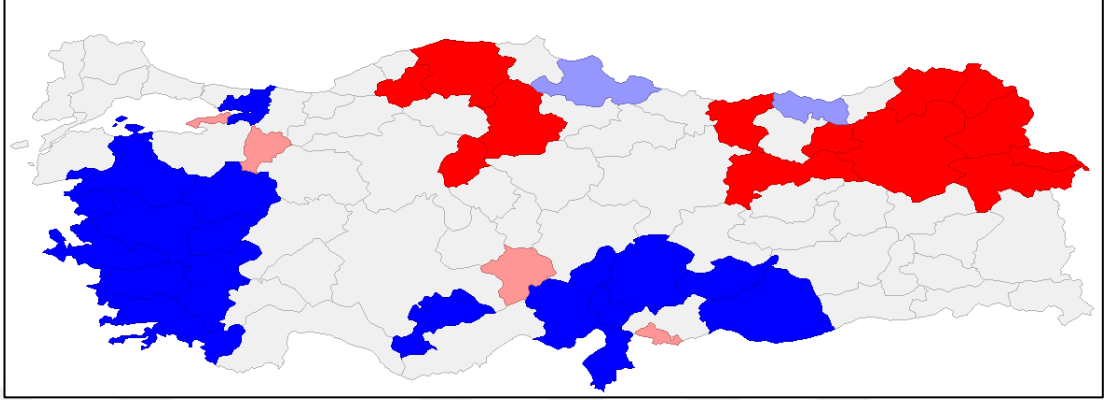
Şekil 3.1. Verilen Göçün Mekansal Dağılım Haritası



Verilen göçün mekansal dağılım haritası incelendiğinde veri dağılımının rassal olmadığı ve özellikle kuzeydoğu-güneybatı hattında sistematik bir dağılım sergilediği görülmektedir. Koyu renk ile gösterilen iller en çok göç veren illeri ifade etmektedir.

Dağılım haritası tüm verinin ilgili konumlarda dağılımını göstermektedir. Bu dağılımın hangi bölgelerde anlamlı hangi bölgelerde anlamsız olduğu ise daha önce değinilen LİSA istatistiğiyle kontrol edilebilir. Bu bağlamda göç değişkeni için elde edilen LİSA haritası aşağıdaki gibidir:

Şekil 3.2.Verilen Göçün LİSA Haritası



LİSA haritasında beyaz ile işaretlenen alanlar; göç veriyor olmasına rağmen, verdiği göç mekansal etkiden kaynaklanmayan alanlardır. Daha açık bir ifade ile bu iller arasında konumdan kaynaklı anlamlı bir korelasyon yoktur.

LİSA haritasında kırmızı ile işaretlenen alanlar; Moran I serpilme diyagramında 1. bölge olan ve mekansal kümelenmeyi gösteren, ilişkinin yüksek-yüksek gözlendiği alana düşen illeri ifade etmektedir. İlişkinin yüksek-yüksek olması; bu bölgelerin kendilerindeki göç yüksek iken komşularında da yüksek olduğunu göstermektedir.

LİSA haritasında pembe ile işaretlenen alanlar; Moran I serpilme diyagramında 4. bölge olan ve mekansal uç değeri gösteren, ilişkinin yüksek-düşük gözlendiği alana düşen illeri ifade etmektedir. İlişkinin yüksek-düşük olması; bu bölgelerin kendilerindeki göç yüksek iken komşularında düşük olduğunu göstermektedir.

LİSA haritasında mavi ile işaretlenen alanlar; Moran I serpilme diyagramında 3. bölge olan ve mekansal kümelenmeyi gösteren, ilişkinin düşük-düşük gözlendiği alana düşen illeri ifade etmektedir. İlişkinin düşük-düşük olması; bu bölgelerin kendilerindeki göç düşük iken komşularında da düşük olduğunu göstermektedir.

LİSA haritasında lacivert ile işaretlenen alanlar; Moran I serpilme diyagramında 2. bölge olan ve mekansal uç değeri gösteren, ilişkinin düşük-yüksek gözlendiği alana düşen illeri ifade etmektedir. İlişkinin düşük-yüksek olması; bu

bölgelerin kendilerindeki göç düşük iken komşularında yüksek olduğunu göstermektedir.

Tüm bu bilgiler ışığında LİSA haritasındaki anlamlı korelasyonların özeti aşağıdaki gibidir:

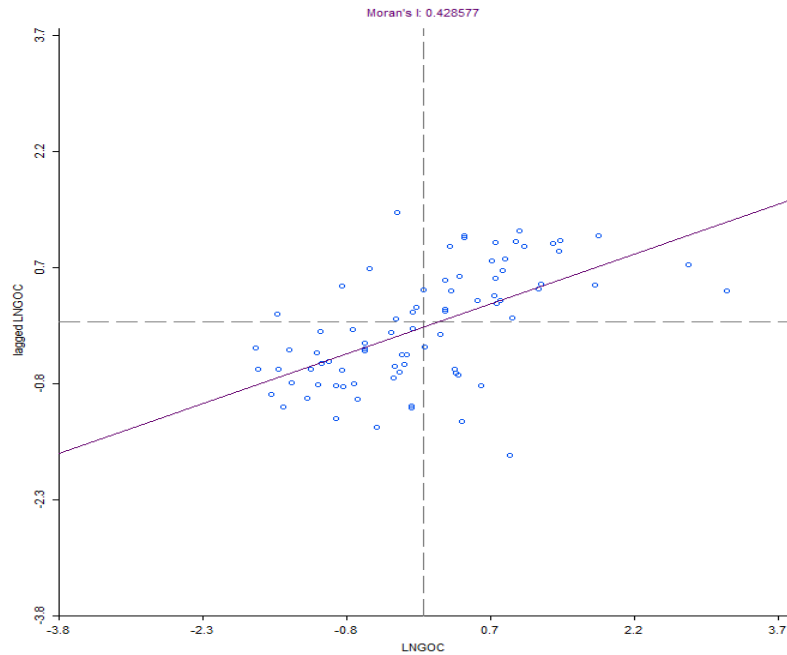
Tablo 3.2.LİSA Haritası Özet Tablosu

<i>Yüksek-Yüksek</i>	<i>Yüksek-Düşük</i>	<i>Düşük-Düşük</i>	<i>Düşük-Yüksek</i>
Erzurum, Iğdır Kars, Artvin Kastamonu, Çorum Ağrı, Bayburt Ardahan, Kırıkkale Karabük, Giresun Erzincan	Yalova Niğde Bilecik Kilis	Samsun Trabzon	Kütahya, Denizli Şanlıurfa, İzmir Manisa, Muğla Aydın, Kocaeli Uşak, Balıkesir Adıyaman, Adana Kahramanmaraş, Hatay Osmaniye, Karaman

Korelasyonun anlamlı olduğu iller incelendiğinde özellikle kuzeydoğu-güneybatı hattında belirgin bir yayılma olduğu görülmektedir.

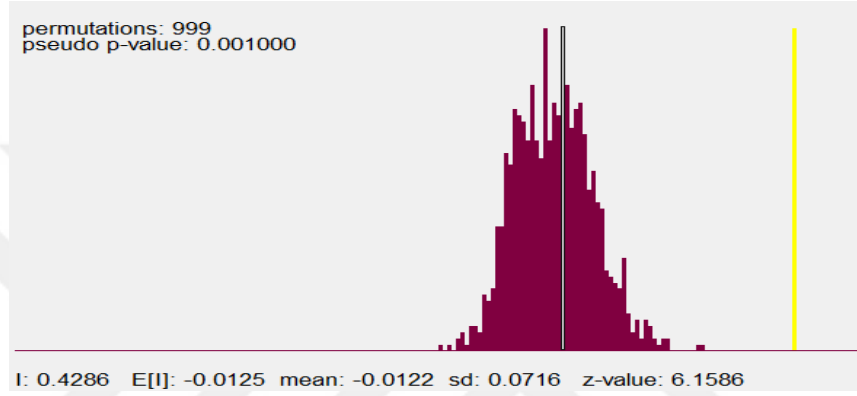
Mekansal otokorelasyonu geometrik olarak gösteren Moran I serpilme diyagramı aşağıdaki gibidir:

Şekil 3.3.Moran I Serpilme Diyagramı



Göç için oluşturulan serpilme diyagramı incelendiğinde bağımlı değişkende önsel olarak belirgin bir pozitif mekansal otokorelasyonun söz konusu olduğu görülmektedir. Ancak kesin sonuç için anlamlılık sınaması yapılmalıdır. Aşağıdaki şekilde Moran I istatistiğinin anlamlılığı incelenebilir:

Şekil 3.4. Moran I İstatistiğinin Anlamlılık Sınaması



Not: Burada anlamlılık sınaması belli bir permutasyon sayısı dahilinde yapılmıştır. Analizdeki p değeri oldukça küçük olduğundan ve tüm permutasyonlarda yakın değerler elde edildiğinden Şekil 3.4. için uygun olan bir örnek seçilerek eklenmiştir.

Yukarıdaki şeklin en altında sırasıyla Moran I istatistiği ($I = 0.4286$), beklenen değeri ($E(I) = -0.0125$), ortalaması (-0.0122) ve z istatistiği (6.1586) görülmektedir. Mekansal otokorelasyonu sınamak için kurulan

H_0 : Mekansal otokorelasyon yoktur.

H_A : Mekansal otokorelasyon vardır.

hipotezleri %5 anlamlılık düzeyinde sındığında, ($pseudo\ p-value$) $0.001 < 0.05$ olduğundan H_0 hipotezi reddedilmektedir, başka bir ifade ile mekansal otokorelasyon söz konusudur. Otokorelasyonun ne yönde olduğunu (pozitif, negatif) belirlemek için Moran I istatistiğinin değeri incelenmektedir. Analizde bu değer, 0.428577 olarak elde edilmiştir. Bu değer pozitif olması,

pozitif otokorelasyonun varlığını göstermektedir. Dolayısıyla, iller arasındaki göç pozitif yönde bir mekansal yapı sergilemektedir.

İlişki yapısını doğru yansıtan mekansal modeli tespit etmek için yapılacak diagnostik testler LS kalıntılarına dayanmaktadır. Bu sebeple öncelikle klasik LS modeli tahmin edilmiştir:

Tablo 3.3. LS Tahmin Sonuçları

<i>Değişken</i>	<i>Katsayı</i>	<i>Standart Hata</i>	<i>t</i>	<i>Olasılık</i>
Bağımlı değişken: LNGÖÇ				
Sabit Terim	4.500029	.7118038	6.32	0.000
EVL	.0608362	.0260062	2.34	0.000
BOŞ	-.2325384	.036311	-6.40	0.000
LNDGM	-.2895268	.0293724	-9.86	0.000
LNBAL	.0536381	.0203765	2.63	0.010
LNBMZN	.3725379	.1618858	2.30	0.024
LNTRM	.0443298	.0182469	2.43	0.018
UNİ	.0194643	.0042374	4.59	0.000
$R^2=0.7762$		F=36.17		
Düzeltilmiş $R^2=0.7547$		F(prob.)= 0.0000		

Gözlenen mekansal yapının hangi etkiden kaynaklandığını belirlemek amacıyla, Tablo 3.3.'de verilen modelin kalıntıları kullanılarak diagnostik testler yapılmıştır. Uygulamaya ait test sonuçları aşağıdaki tabloda özetlenmektedir:

Tablo 3.4. Diagnostik Test Sonuçları

<i>Test</i>	<i>Hesap Değeri</i>	<i>Olasılık</i>
Moran I(hata)	2.6480	0.00810
$LM_{\rho\lambda}$	14.1322	0.00085
LM_{ρ}	14.0877	0.00017
$RobustLM_{\rho}$	10.6909	0.00108
LM_{λ}	3.4414	0.06358
$RobustLM_{\lambda}$	0.0445	0.83291

Uygun bağımlılık yapısına karar vermek için kullanılan testlerden LM_{ρ} mekansal gecikme bağımlılığını, LM_{λ} mekansal hata bağımlılığını ve bu iki testin

en genel hali olan $LM_{\rho\lambda}$ her iki bağımlılığın birlikte var olup olmadığını sınamak amacıyla kullanılır. Öncelikle $LM_{\rho\lambda}$ ile ifade edilen ve hipotezleri:

$$H_0 : \rho = \lambda = 0$$

$$H_A : \rho \neq \lambda \neq 0$$

şeklinde olan teste başvurulmalıdır. Test sonuçlarına göre, %95 güven düzeyinde H_0 hipotezi reddedilmektedir. Bu durumda, etkiler tek tek sınanmalıdır. Mekansal gecikme bağımlılığını sınavan LM_{ρ} ile ifade edilen testin hipotezleri:

$$H_0 : \rho = 0$$

$$H_A : \rho \neq 0$$

şeklindedir. LM_{ρ} sonuçları incelendiğinde %5 hata payı ile klasik regresyon varsayımının geçerli olmadığı, dolayısıyla mekansal gecikme etkisinin var olduğu sonucuna ulaşılır. Mekansal hata bağımlılığını sınavan LM_{λ} ile ifade edilen testin hipotezleri:

$$H_0 : \lambda = 0$$

$$H_A : \lambda \neq 0$$

şeklindedir. %95 güven düzeyinde LM_{λ} sonuçları incelendiğinde ise klasik regresyon varsayımının geçerli olduğu ve mekansal hata etkisinin olmadığı sonucuna ulaşılır. Etkilerden her ikisinin anlamlı olması durumunda uygun modele karar vermek için dirençli istatistiklere bakılır. Uygulamada etkilerden biri anlamlı diğeri anlamsız olduğundan dirençli istatistiklerin değerlendirilmesine gerek bulunmamaktadır. Tüm bu sonuçlar ışığında, mekansal gecikme etkisinin var olduğu mekansal hata etkisinin var olmadığı anlaşılmıştır. Böylece uygun olan mekansal modelin mekansal gecikme modeli (SAR) model olduğu sonucuna ulaşılmaktadır. Mekansal gecikme modeli (SAR) sonuçları aşağıdaki tabloda özetlenmektedir.

Tablo 3.5. SAR Model Sonuçları

<i>Değişken</i>	<i>Katsayı</i>	<i>Standart Hata</i>	<i>z</i>	<i>Olasılık</i>
Bağımlı değişken: LNGÖÇ				
W_ LNGÖÇ (ρ)	0.2719618	0.07847725	3.465486	0.00053
Sabit Terim	3.308441	0.7006369	4.722048	0.00000
EVL	0.07220222	0.02297509	3.142631	0.00167
BOŞ	-0.1848704	0.03509348	-5.267942	0.00000
LNDGM	-0.2691164	0.02594943	-10.3708	0.00000
LNBAL	0.05102117	0.01779598	2.867005	0.00414
LNBMZ	0.3319331	0.1421596	2.334933	0.01955
LNTRM	0.04240841	0.01593481	2.661368	0.00778
UNİ	0.01721237	0.003722697	4.623629	0.00000
$R^2=0.810623$				

Tabloda model sonuçları incelendiğinde tüm değişkenlerin %95 güven düzeyinde istatistiksel olarak anlamlı olduğu görülmektedir. Belirginlik katsayısı (R^2) 0.81’dir. Mekansal bağımlılığın göstergesi olan ρ ’nun da %95 güven düzeyinde anlamlı olduğu görülmektedir. Mekansal gecikme terimi ρ ’nun pozitif olması bir alanda göç eğilimi ne yönde ise o alanın komşularında da aynı yönde olacağını ifade etmektedir, dolayısıyla her bir il için verilen göç oranının tüm bu değişkenlerden etkilenmesinin yanı sıra komşu illerdeki verilen göçten de etkilendiği anlamına gelmektedir.

Evlilik hızındaki her %1’lik artış verilen göç oranını %7.22 arttırmaktadır. Evlilik hızı ile göç oranı arasındaki pozitif yönlü ilişki literatür ile de desteklenmektedir. Özgür ve Aydın¹⁵ çalışmasında evliliğin göç üzerindeki etkisini kadın-erkek ayrımı ile mekansal ekonometrik teknikler kullanarak incelemiş ve göç ile evlilik arasında pozitif mekansal otokorelasyon olduğu sonucuna varmışlardır. Bu çalışmada da elde edilen sonuçlar değerlendirildiğinde ilişki yapısının bu yönde olduğu görülmektedir. İlişki yapısı Tablo 3.2.’deki LİSA Haritası özet tablosundaki anlamlı korelasyona sahip iller bazında ele alındığında, bu bölgelerde evlilikten kaynaklanan göçün sebebinin göç verilen illerdeki iş olanaklarının çeşitliliğinden kaynaklandığı düşünülmektedir.

¹⁵ E. Murat Özgür, Olgu Aydın, “Türkiye’de Evlilik Göçünün Mekânsal Veri Analizi Teknikleriyle Değerlendirilmesi”, Coğrafi Bilimler Dergisi, 2011, C.9, No:1, pp. 29-40.

Boşanma hızındaki her %1'lik artış verilen göç oranını %18.48 azaltmaktadır. Boşanma ve göç ilişkisi üzerine yapılan çalışmalar incelendiğinde, bizim çalışmamızı destekler nitelikte boşanma hızı ile göç oranı arasında negatif ilişkiler saptanmıştır. Örneğin Akgiş¹⁶ çalışmasında, bu iki değişken arasında negatif mekansal otokorelasyon tespit edilmiştir. Bu durum boşanmanın bireylerde yarattığı refah kaybı ve edinilen gelirden azalma ile açıklanabilir. Boşanan bireylerin sahip oldukları işler ve boşanma ile değişen ekonomik koşullar bu bireyler için göçü zor hale getirmektedir.

İllerdeki doğum sayısındaki %1 artışa karşılık verilen göç yaklaşık %0.27 azalmaktadır. Doğum oranının yükselmesi tıpkı boşanma gibi ailelere ekonomik bir yük getirmekte ve bu durum da göç kararını etkilemektedir. Doğumun göç üzerine etkisi Tablo 3.2.'deki LİSA Haritası özet tablosundaki anlamlı korelasyona sahip ve özellikle yüksek-yüksek ilişki yapısının gözlemlendiği iller bazında ele alındığında bu illerin büyük çoğunluğunda geleneksel tarımsal faaliyetlere bağlı yapının sürdürüldüğü görülmektedir, böyle bir yapının varlığı da muhtemelen ekonomik sebepler kadar doğum sayısı ve göç ilişkisinin ters yönlü olması üzerinde etkilidir.

Üretilen bal miktarı %1 arttığı zaman verilen göç oranı %0.05 artmaktadır. Tarım ve Kırsal Kalkınmayı Destekleme Kurumu'nun 2014 arıcılık raporu¹⁷ incelendiğinde bu yıl itibariyle kovan sayısı ve üretim miktarları artmasına rağmen son birkaç yılda kovan veriminde herhangi bir artış gözlenmediği görülmektedir. Son yıllarda koloni başına düşen ortalama bal veriminin azalmasıyla birlikte, bir koloniden daha fazla ürün alabilmek ve bitkilerde tozlaşmayı sağlamak amacıyla kovanların bir yerden başka bir yere taşınması olarak tanımlanabilecek¹⁸ seyyar arıcılık faaliyetinin önceki yıllardan daha fazla gerçekleştiği görülmektedir. Seyyar arıcılıkta izlenen rota mekansal otokorelasyonun anlamlı olduğu (İzmir, Aydın, Muğla, Kocaeli, Samsun, Trabzon, Adana, Hatay) iller üzerinden geçmektedir. Buradaki mekansal ilişkinin seyyar arıcılık faaliyetiyle açıklanmasının yanı sıra üretilen miktar artmasına rağmen verim alamayan arıcının başka sektörlere

¹⁶ Öznur Akgiş, “Bir Refah Göstergesi Olarak Türkiye’de Mutluluğun Mekânsal Dağılışı”, Türk Coğrafya Dergisi, 2015, C.65, pp. 69-76.

¹⁷ (çevrimiçi) <https://www.tdk.gov.tr/Content/File/Yayin/Rapor/Arıcılıkv2.pdf>

¹⁸ (çevrimiçi) <http://www.aricilik.info/aricilik-bilgileri/aricilik/ariciligin-tarihcesi-ve-gelismesi.html>

yönelme olasılığı da bulunmaktadır. Model sonuçlarına göre, tarım alanı ile göç arasındaki pozitif yönlü ilişki de bal üretimi ile göç arasındaki ilişkiyi desteklemektedir. Son yıllarda tarım alanında verilen teşviklerle tarımda makineleşme ve bunun sebep olduğu yapısal değişimler artmıştır. Buna ilaveten, tarım alanları hektar başına %1 arttığı zaman verilen göç oranı %0.04 artmaktadır. Tarımda makineleşme ile birlikte insan gücüne duyulan ihtiyaç azalmıştır. Buradan hareketle bir teknolojik tarımsal aletin ortalama 6 tarım işçisini göçe zorladığı görülmektedir.¹⁹

Lise ve meslek okulu mezunlarının sayısındaki %1'lik artış verilen göç oranını %0.33 arttırmaktadır. Sonuçlar mekansal otokorelasyonun anlamlı olduğu iller bazında değerlendirildiğinde bu illerin büyük çoğunluğunda temel geçim kaynağının tarım olması ve eğitilmiş nüfusu değerlendirecek iş kollarının azlığı mezun bireyleri göçe teşvik etmektedir. Abar²⁰ çalışmasında da belirtildiği gibi bir ildeki eğitilmiş birey sayısının fazlalığının o ilin göç oranını arttırdığı görülmektedir.

Üniversite sayısındaki her bir artış verilen göç oranını %1.72 arttırmaktadır. Bu sonuç anlamlı korelasyona sahip iller bazında incelendiğinde üniversite sayısının artması her ne kadar bu illerde eğitim açısından bir eksiğin tamamlanmaya çalışıldığını gösterse de bu açık kapatılmaya çalışırken göç verilmesi, yeni okullarda eğitim kalitesinin henüz büyük şehir seviyesine ulaşamaması ve akademik personel açıkları sebebiyle henüz tercih edilmediklerini göstermektedir. İlerleyen yıllarda personel ihtiyacının karşılanması ve eğitimde yapılanma ile birlikte üniversite sayısı ile göç arasındaki ilişkinin tersine döneceği beklenmektedir.

¹⁹ Ruşen KELEŞ, **Kentleşme Politikası**, Ankara: İmge Kitabevi, 2004, p. 69.

²⁰ Hayri ABAR, **a.g.e.**, 2011.

SONUÇ

Türkiye’de özellikle 1950’lerden itibaren büyük göç dalgaları görülmüştür. Yaşanan bu göç dalgaları ile birlikte Türkiyede göç kavramının yerli ve yabancı araştırmacılar tarafından istatistiki ve ekonometrik açıdan incelenmesi yine bu yıllarda başlamıştır. Ele alınan birimler arasında bir komşuluk söz konusu olduğunda ilişki yapısını ortaya koymak için kullanılan mekansal ekonometrik teknikler ile göç olgusunun araştırılması ise 2000’li yıllar sonrasına rastlar.

Göç ile ilgili çalışmalar incelendiğinde, iç göç üzerinde istihdam, eğitim, göç edilen yere daha önce yerleşmiş akrabalar gibi çekici sosyo-ekonomik faktörlerin yanında güvenlik problemi, işsizlik, geri kalmışlık gibi itici unsurların da etkili olduğunu ortaya çıkmıştır. Ayrıca göç edilecek bölgeye yakınlık da göç kararında etkili olabilmektedir. Bu durum, göç olgusunun mekansal ekonometrik tekniklerle incelenmesine zemin hazırlamıştır.

Bu çalışmada Türkiye’de iller bazında (*Nuts-3*) göçü etkileyen faktörler incelenmiş, veri setindeki mekansal etkinin türü belirlenmeye çalışılmış ve buna uygun bir mekansal model ortaya konulmuştur. Nihai model sonuçları incelendiğinde mekansal gecikme parametresi olarak adlandırılan ρ ’nun anlamlı ve pozitif olduğu görülmüştür. Bu durum, her bir lokasyon için verilen göç oranının modelde ele alınan değişkenlerden etkilenmesinin yanı sıra komşu lokasyonlardaki verilen göçten de etkilendikleri anlamına gelmektedir. Daha açık bir ifade ile bir bölgedeki verilen göç oranının yüksek/düşük olması, kendisine komşu bölgelerin de verilen göç oranlarının yüksek/düşük olmasına sebep olmaktadır.

Göç veren bölgelerdeki yoğun göçün önlenmesi için öncelikle şehirlerarası ekonomik farklılıkların ortadan kaldırılması, şehirlerin yapısına uygun ekonomik faaliyetlerin geliştirilmesi ve illerdeki nitelikli elemanları tutmak için bu faaliyetlere uygun çalışma sahalarının yaratılması gerekmektedir. İllere yapılan eğitim yatırımlarının niteliği arttırılmalı, üniversitelerin akademik personel ihtiyacı karşılanmalı ve eğitimde yapılanma ile öğrenci nüfusunun bu iller içinde kalması sağlanmalıdır. Tarım alanlarında ve tarımsal faaliyetlerde verimi artırıcı nitelikte çalışmalar yapılmalı, makineleşme olanağının ve tarımsal kredilerin tarımla uğraşan

nüfusun tümünün ulaşabileceği nitelikte genele yayılması gerekmektedir. Böylece temel geçim kaynağı tarım olan illerde bireyler arasındaki gelir farklılıkları azalması ve bunun da göçü azaltması beklenmektedir. Fakat şehirler bazında bireylerin göç etme nedenleri değişebileceği unutulmamalı bu sebeple her şehre ayrı ayrı odaklanılmalı ve o şehre özgü politikalar üretilmelidir. Türkiye’de iller arası göç mekansal gecikme bağımlılığına sahip olduğundan herhangi bir bölgede verilen göçü azaltmak üzere yapılacak her türlü yatırımın komşu bölgelerde de aynı yönde etkisini göstermesi beklenmektedir.



KAYNAKÇA

- Abar, Hayri: Türkiye’de İller Arası Göçün Belirleyicileri: Mekansal Ekonometrik Model Yaklaşımı, Atatürk Üniversitesi, Sosyal Bilimler, Enstitüsü İktisat Anabilim Dalı (Y.L. Tezi) (Çevrimiçi)<http://www.atauni.edu.tr/turkiyede-iller-arasi-gocun-belirleyicileri-mekansal-ekonometrik-model-yaklasimi>
- Akgiş, Öznur: “Bir Refah Göstergesi Olarak Türkiye’de Mutluluğun Mekânsal Dağılışı”, **Türk Coğrafya Dergisi**, 2015, C.65, pp. 69-76.
- Anselin, Luc: Estimation Methods for Spatial Autoregressive Structures: A Study in Spatial Econometrics, **Program in Urban and Regional Studies**, Cornell University, No:8, 1980.
- Anselin, Luc: “Non-Nested Tests on the Weight Structure in Spatial Autoregressive Models: Some Monte Carlo Results”, **Journal of Regional Science**, C:26, No:2, 1986, pp. 267-284.
- Anselin, Luc: **Spatial Econometrics: Methods and Models**, Kluwer Academic Publisher, 1988a.
- Anselin, Luc: “Model Validation in Spatial Econometrics: A Review and Evaluation of Alternative Approaches”, **International Regional Science Review**, C.11, No:3, 1988b, pp. 279-316.

- Anselin, Luc: “Lagrange Multiplier Test Diagnostics For Spatial Dependence And Spatial Heterogeneity”, **Geographical Analysis**, C.20, No:1, 1988, pp. 1-17.
- Anselin, Luc: “Some Robust Approaches to Testing and Estimation in Spatial Econometrics”, **Regional Science and Urban Economics**, C.20, No:2, 1990.
- Anselin, Luc, Raymond JGM Florax: **New Directions in Spatial Econometrics**, Springer Berlin Heidelberg, 1995a.
- Anselin, Luc: “Local Indicators of Spatial Association-LISA”, **Geographical Analysis**, C.27, No:2, 1995b, pp. 93-155.
- Anselin, Luc, at.al.: “Simple Diagnostic Tests for Spatial Dependence”, **Regional Science and Urban Economics**, C.26, No:1, 1996, pp. 77-104.
- Anselin, Luc, Anil K. Bera: **Spatial Dependence in Linear Regression Models with an Introduction to Spatial Econometrics** (Chapter:7), Statistics Textbooks and Monographs, 1998, pp. 237-290.
- Anselin, Luc: **Spatial Econometrics**, A Companion to Theoretical Econometrics (Chapter:14), Blackwell Publishing, 2001, pp. 310-330.

- Anselin, Luc: "Under the Hood Issues in the Specification and Interpretation of Spatial Regression Models", **Agricultural Economics**, C.27, No:3, 2002, pp. 247-267.
- Anselin, Luc,
Julie Le Gallo,
Hubert Jayet: **Spatial Panel Econometrics, The Econometrics of Panel Data** (Chapter:19), Springer Berlin Heidelberg, 2008, pp. 625-660.
- Arora, S. Swarnjit,
Murray Brown: "Alternative Approaches to Spatial Autocorrelation: An Improvement over Current Practice", **International Regional Science Review**, C.2, No:1, 1977, pp. 67-78.
- Bahrenberg, Gerhard,
Manfred M. Fischer,
Peter Nijkamp: **Recent Developments in Spatial Data Analysis: Methodology, Measurement, Models**, Gower, 1984.
- Baltagi, Badi H.: **Econometric Analysis of Panel Data**, John Wiley&Sons, 2. Basım, 2001.
- Baltagi, Badi H.,
Peter H. Egger,
Michael Pfaffermayr: "A Generalized Spatial Panel Data Model with Random Effects", Working Paper, Syracuse University, 2006. (çevrimiçi) <http://www.econ.upf.edu/docs/seminars/baltagi.pdf>
- Baltagi, Badi H., at. al.: "Testing for Serial Correlation, Spatial Autocorrelation and Random Effects Using Panel Data", **Journal of Econometrics**, C.140, No:1, 2007, pp. 5-51.

Bartels, Cornelis PA, **Exploratory and Explanatory Statistical Analysis of**
Ronald H. Ketellapper: **Spatial Data**, Boston: Martinus Nijhoff, 1979.

Bartlett Maurice S.: **The Statistical Analysis of Spatial Pattern**, London:
Chapman and Hall, 1975.

Bennett, Robert J.: **Spatial Time Series: Analysis, Forecasting and Control**,
London: Pion, 1979.

Bera, Anil K., “Model Specification Tests: A Simultaneous Approach”,
Carlos M. Jarque: **Journal of Econometrics**, C.20, No:1, 1982, pp. 59-82.

Bera, Anil K., “Alternative Forms and Properties of the Score
Colin R. Mckenzie: Test”, **Journal of Applied Statistics**, C.13, No:1, 1986,
pp. 13-25.

Bera, Anil K., “Specification Testing with Misspecified Alternatives”,
Mann J. Yoon: **Econometric Theory**, C.9, No:4, 1993, pp. 649-658.

Blommestein, Hans J.: “Specification and Estimation of Spatial Econometric
Models: A Discussion of Alternative Strategies for Spatial
Economic Modelling”, **Regional Science and Urban**
Economics, C.13, No:2, 1983, pp. 251-270.

Blommestein, Hans J., Peter Nijkamp: “Testing the Spatial Scale and the Dynamic Structure in Regional Models: A Contribution to Spatial Econometric Specification Analysis”, **Journal of Regional Science**, C.26, No:1, 1986, pp. 1-17.

Breusch, Trevor S.: “Useful Invariance Results for Generalized Regression Models”, **Journal of Econometrics**, C.13, No:3, 1980, pp. 327-340.

Burridge, Peter: “On the Cliff-Ord Test for Spatial Autocorrelation”, **Journal of the Royal Statistical Society B**, C.42, No:1, 1980, pp. 107-108.

Burridge, Peter: “A research Agenda on General to Specific Spatial Model Search”, **Investigaciones Regionales: Journal of Regional Research**, C.21, 2011, pp. 71-90.

Cliff , Andrew D., J. Keith Ord: “Testing for Spatial Autocorrelation among Regression Residuals”, **Geographic Analysis**, C.4, No:3, 1972, pp. 267-284

Cliff , Andrew D., J. Keith Ord: **Spatial Autocorrelation**, London: Pion, 1973.

Cliff , Andrew D., J. Keith Ord: **Spatial Processes**, London: Pion, 1981.

Cook Scott J.,
Jude C. Hays,
Robert J. Franzese: “Model Specification and Spatial Interdependence”, 2015.
(çevrimiçi)https://www.rochester.edu/college/psc/polmeth/papers/Cook_Hays_Franzese.pdf

Çatalbaş, Gaye Karpaz,
Ömer Yazar: “Türkiye'deki Bölgeler Arası İç Göçü Etkileyen Faktörlerin Panel Veri Analizi İle Belirlenmesi”, **Alphanumeric Journal**, C.3, No:1, 2015, pp. 99-117.

Darmofal, David: “Spatial Econometrics and Political Science”, Annual Meeting of Southern Political Science Association, Atlanta, GA, January, 2006.
(çevrimiçi)<http://people.cas.sc.edu/darmofal/Spatial%20Econometrics.pdf>

Davidson, Russell,
James G. Mackinnon: “Implicit Alternatives and the Local Power of Test Statistics”, **Econometrica: Journal of the Econometric Society**, C.55, No:6, 1987, pp. 1305-1329.

Doh, Rainer: “Inter-provincial Migration in Turkey and its Socio-economic Background: a correlation analysis”, **Nufusbilim dergisi**, C.6, 1983, pp. 49-61.

Durbin, James,
Geoffrey S. Watson: “Testing for Serial Correlation in Least Squares Regression: 1”, **Biometrika**, C.37, No:3/4, 1950, pp. 409-428

- Durbin, James,
Geoffrey S. Watson: “Testing for Serial Correlation in Least Squares Regression:2”, **Biometrika**, C.38, No:1/2, 1951, pp. 159-177.
- Elhorst, J.Paul: “Dynamic Models in Space and Time”, **Geographical Analysis**, C.33, No:2, 2001, pp. 119-140.
- Elhorst, J.Paul: “Specification and Estimation of Spatial Panel Data Models”, **International Regional Science Review**, C.26, No:3, 2003, pp. 244-268.
- Elhorst, J.Paul,
Sandy Fréret: “Evidence of Political Yardstick Competition in France Using a Two-Regime Spatial Durbin Model With Fixed Effects”, **Journal of Regional Science**, C.49, No:5, 2009, pp. 931-951.
- Elhorst, J.Paul: “Applied Spatial Econometrics: Raising the Bar”, **Spatial Econometrics Analysis**, C.5, No:1, 2010, pp. 9-28.
- Elhorst, J.Paul: “Spatial Panel Models”, 2011.
(çevrimiçi)<http://regoningen.nl/elhorst/doc/Spatial%20Panel%20Data%20Models.pdf>
- Elhorst, J.Paul: **Linear Spatial Dependence Models for Cross-Section Data, Spatial Econometrics** (Chapter2), Springer Berlin Heidelberg, 2014, pp. 5-36.

- Ercilasun, Mustafa v.d.: “Türkiye’deki İç Göçleri Belirleyen Faktörlerin Modellenmesi”, 2011.
(çevrimiçi) <http://avekon.org/papers/378.pdf>
- Fischer, Manfred M., Jinfeng Wang: **Spatial Data Analysis: Models, Methods and Techniques**, Springer Science & Business Media, 2011.
- Florax Raymond JGM, Arno J. Van Der Vlist: “Spatial Econometric Data Analysis: Moving Beyond Traditional Models”, **International Regional Science Review**, C.26, No:3, 2003, pp. 223-243.
- Foster, Stuart A., Wilpen L. Gorr: “An Adaptive Filter for Estimating Spatially-Varying Parameters: Application to Modeling Police Hours Spent in Response to Calls for Service”, **Management Science**, C.32, No:7, 1986, pp. 878-889.
- Frexedas, Oscar Villar, Esther Vaya: “Financial Contagion Between Economies: An Exploratory Spatial Analysis”, **Estudios de Economia Aplicada**, C.23, No:1, 2005, pp. 151-166.
- Gaile, Gary L., Cort J. Willmott: **Spatial Statistic and Models**, Boston: Reidel, 1984.
- Geary, Roy C.: "The Contiguity Ratio and Statistical Mapping", **The Incorporated Statistician**, C.5, No:3, 1954, pp. 115-146.

- Getis, Arthur,
J.K.Ord: "An analysis of Spatial Association by Use of Distance Statistic", **Geographical Analysis**, C.24, No:3, 1992, pp. 189-206.
- Gibbons, Steve,
Henry G. Overman: "Mostly Pointless Spatial Econometrics", **Journal of Regional Science**, C.52, No:2, 2012, pp. 172-191.
- Godfrey, Leslie G.: "On The Invariance of the Lagrange Multiplier Test with respect to Certain Changes in the Alternative Hypothesis", **Econometrica: Journal of the Econometric Society**, C.49, No:6, 1981, pp. 1443-1455.
- Griffith, Daniel A.: "Towards a Theory of Spatial Statistic", **Geographical Analysis**, C.12, No:4, 1980, pp. 325-339.
- Griffith, Daniel A.: "Toward a Theory of Spatial Statistics: Another Step Forward.", **Geographical Analysis**, C.19, No:1, 1987, pp. 69-82.
- Gumprecht, Daniela: Spatial Methods in Econometrics, Doktora Tezi, Wu Vienna University Of Economics And Business, 2007. (çevrimiçi)<http://epub.wu.ac.at/1885/>
- Gupta, Somesh Das,
Michael D. Perlman: "Power of the Noncentral F-test: Effect of Additional Variates on Hotelling's T²-test", **Journal of the American Statistical Association**, C.69, No:345, 1974, pp. 174-180.

- Haining, Robert P.: **Spatial Data Analysis in the Social and Environmental Sciences**, Cambridge University Press, 1990.
- Heijmans, Risto DH.,
Jan R. Magnus: “On the First-order Efficiency and Asymptotic Normality of Maximum Likelihood Estimators Obtained from Dependent Observations”, **Statistica Neerlandica**, C.40, No:3, 1986a, pp. 169-188.
- Heijmans, Risto DH.,
Jan R. Magnus: “Asymptotic Normality of Maximum Likelihood Estimators Obtained from Normally Distributed but Dependent Observations”, **Econometric Theory**, C.2, No:3, 1986b, pp. 374-412.
- Hordijk, Leen: “Spatial Correlation in the Disturbances of a Linear Interregional Model”, **Regional and Urban Economics**, C.4, No:2, 1974, pp. 117-140.
- Hordijk, Leen,
Jean H.P. Paelinck: “Some Principles and Results in Spatial Econometrics”, **Recherches Économiques de Louvain/Louvain Economic Review**, C.42, No:3, 1976, pp. 175-197.
- Hordijk, Leen,
Peter Nijkamp: “Dynamic Models of Spatial Autocorrelation”, **Environment and Planning A**, C.9, No:5, 1977, pp. 505-519.
- Hordijk, Leen: “Problems in Estimating Econometric Relations in Space”, **Papers in Regional Science**, C.42, No:1, 1979, pp. 99-115.

- Kapoor, Mudit,
Harry H. Kelejian,
İngmar J. Prucha: “Panel Data Models with Spatially Correlated Error Components”, **Journal of Econometrics**, C.140, No:1, 2007, pp. 97-130.
- Kelejian, Harry H.,
Dennis P. Robinson: “Spatial Autocorrelation: A new Computationally Simple Test with an Application to Per capita County Police Expenditures”, **Regional Science and Urban Economics**, C.22, No:3, 1992, pp. 317-331.
- Kelejian, Harry H.,
Dennis P. Robinson: “A Suggested Method of Estimation for Spatial Interdependent Models with Autocorrelated Errors, and an Application to a County Expenditure Model”, **Papers in Regional Science**, C.72, No:3, 1993, pp. 297-312.
- Kelejian, Harry H.,
İngmar R. Prucha: “A Generalized Spatial Two-Stage Least Squares Procedure for Estimating a Spatial Autoregressive Model with Autoregressive Disturbances”, **Journal of a Real Estate Finance and Economics**, C.17, No:1, 1998, pp. 99-121.
- Keleş, Ruşen: **Kentleşme Politikası**, Ankara: İmge Kitabevi, 2004.
- Land, Kenneth C.,
Glenn Deane: “On the Large-Sample Estimation of Regression Models with Spatial- or Network-Effects Terms: A Two Stage Least Squares Approach”, in P. Marsden (ed.), **Sociological Methodology**, Jossey Bass, San Francisco, C.22, No:221, 1992, pp. 221-248.

- Lesage, James P.: **The Theory and Practice of Spatial Econometrics**, University of Toledo, Ohio, 1999.
- Lesage, James P.,
Robert K. Pace: **Introduction to Spatial Econometrics**, Boca Raton, Taylor& Francis, 2009a.
- Lesage, James P.,
Robert K. Pace: “A Sampling Approach to Estimate the Log Determinant Used in Spatial Likelihood Problems”, **Journal of Geographical Systems**, C.11, No:3, 2009b, pp. 209–225.
- Magnus, Jan R: “Maximum Likelihood Estimation of the GLS Model with Unknown Parameters in the Disturbance Covariance Matrix”, **Journal of Econometrics**, C.7, No:3, 1978, pp. 281-312.
- Manski, Charles F.: “Identification of Endogenous Social Effects: The Reflection Problem”, **The Review of Economic Studies**, C.60, No:3, 1993, pp. 531-542.
- Moran, Patrick A.P: “Notes on Continuous Stochastic Phenomena”, **Biometrika**, C.37, No:1/2, 1950a, pp. 17-23.
- Nijkamp, Peter,
Helga Leitner,
Neil Wrigley: “Measuring the Unmeasurable”, **Biometrical Journal**, C.29, No:6, 1987, pp. 754-755.

- Ord, Keith: “Estimation Methods for Models of Spatial Interaction”, **Journal of the American Statistical Association**, C.70, No:349, 1975, pp. 120-126.
- Özdemir, Hakan: “Türkiye’de İç Göçler Üzerine Genel Bir Değerlendirme”, **Akademik Bakış Dergisi**, C.30, No:11, 2012, pp. 1-18.
- Özgür, E. Murat,
Olgu Aydın: Türkiye’de Evlilik Göçünün Mekânsal Veri Analizi Teknikleriyle Değerlendirilmesi, **Coğrafi Bilimler Dergisi**, C.9, No:1, 2011, pp. 29-40
- Paelinck, Jean H.P.,
Leo H. Klaassen: Spatial Econometrics, Farnborough: Saxon House, 1979.
- Pazarlıoğlu, M. Vedat: “İzmir Örneğinde İç Göçün Ekonometrik Analizi”, **Yönetim ve Ekonomi: Celal Bayar Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi**, sayı:14(1), 2007, pp. 121-136.
- Mohammad, H.
Pesaran: “General Diagnostic Test for Cross Section Dependence in Panels”, Working Paper, University of Cambridge, 2004. (çevrimiçi) <https://www.repository.cam.ac.uk/handle/1810/446>
- Munro, John M.: “Migration in Turkey”, **Economic Development and Cultural Change**, C22, No:4, 1974, pp. 634-653.

- Rao, Radhakrishna C.: “Large Sample Tests of Statistical Hypotheses Concerning Several Parameters with Applications to Problems of Estimation”, **Mathematical Proceedings of the Cambridge Philosophical Society**, C.44, No:1, 1948, pp. 50-57.
- Ripley, Brian D.: **Spatial Statistic**, Wiley Publishers, 1981.
- Saikkonen, Pentti: “Asymptotic Relative Efficiency of the Classical Test Statistics Under Misspecification”, **Journal of Econometrics**, C.42, No:3, 1989, pp. 351-369.
- Silvey, Samuel D.: “The Lagrangian Multiplier Test”, **The Annals of Mathematical Statistics**, C.30, No:2, 1959, pp. 389-407.
- Sokal, Robert R,
Neal L. Oden: “Spatial Autocorrelation in Biology: 1. Methodology”, **Biological journal of the Linnean Society**, C.10, No:2, 1978, pp. 199-228.
- Tobler, Waldo R.: “Cellular Geography”, **Philosophy in Geography**, Springer Netherlands, 1979, pp. 379-386.
- Tunali, Insan: “Migration and Remigration of Male Household Heads in Turkey, 1963-1973”, **Economic Development and Cultural Change**, C.45, No:1, 1996, pp. 31-67.

- Upton, Graham J.,
Bernard Fingleton: **Spatial Data Analysis by Example Vol.1: Point Pattern and Quantitative Data**, Wiley, 1985.
- Vega, Solmaria H.,
J. Paul Elhorst: “On Spatial Econometric Models, Spillover Effects, and W”, 53rd ERSA Congress, Palermo, Italy, 2013.
(çevrimiçi)http://www.sre.wu.ac.at/ersa/ersaconfs/ersa13/ERSA2013_paper_00222.pdf
- Viton, Philip A.: “Notes on Spatial Econometric Models”, **City and Regional Planning**, 2010.
- Yakar, Mustafa: “Türkiye’de İç Göçlerin İlçelere Göre Mekânsal Analizi: 1995-2000 Dönemi”, **Uluslararası İnsan Bilimleri Dergisi**, C.9, No:1, 2012, pp. 741-768.
- Yamak, Nebiye,
Rahmi Yamak: “Türkiye’de Gelir Dağılımı ve İç Göç”, 1999.
(çevrimiçi)<http://www.sbe.deu.edu.tr/dergi/cilt1.say%C4%B11/yamak%20yamak%201.1.pdf>
- Wartenberg, Daniel: “Multivariate Spatial Correlation: A Method for Exploratory Geographical Analysis”, **Geographical Analysis**, C.17, No:4, 1985, pp. 263-283.
- White, Halbert: **Asymptotic Theory for Econometricians**, Academic Press, Orlando, 1984.

Whittle, Peter: “On Stationary Processes in the Plane”, **Biometrika**, C.41, No:3/4, 1954, pp. 434-449.

Wrigley, Neil: **Statistical Applications in the Spatial Science**, London: Pion, 1979.

Zhukov, Yuri M.: **Applied Spatial Statistics in R** (Section:6), Geostatistics. (çevrimiçi)<http://www.people.fas.harvard.edu/~zhukov/Spatial5.pdf>, 2010

(çevrimiçi)<http://www.lpc.uottawa.ca/publications/moransi/moran.htm>

(çevrimiçi)<http://www-hsc.usc.edu/~mereditf/Spatial%20Statistics%206.pdf>

(çevrimiçi)<http://resources.arcgis.com/EN/HELP/MAIN/10.1/index.html#/005p00000000q0000000>

(çevrimiçi)http://resources.arcgis.com/EN/HELP/MAIN/10.1/index.html#/How_Cluster_and_Outlier_Analysis_Anselin_Local_Moran_s_I_works/005p000000012000000/

(çevrimiçi)http://www.tdk.gov.tr/index.php?option=com_gts&arama=gts&guid=TDK.GTS.57a7bddfd4b297.18734273

(çevrimiçi)<https://www.tkd.gov.tr/Content/File/Yayin/Rapor/Arililikv2.pdf>

(çevrimiçi)<http://www.arililik.info/arililik-bilgileri/arililik/ariligin-tarihcesi-ve-gelismesi.html>

EK-1: Mekansal Komşuluk Matrisi

	TR100	TR211	TR212	TR213	TR221	TR222	TR310	TR321	TR322	TR323	TR331	TR332
TR100	0	1	0	1	0	0	0	0	0	0	0	0
TR211	1	0	1	1	0	1	0	0	0	0	0	0
TR212	0	1	0	1	0	1	0	0	0	0	0	0
TR213	1	1	1	0	0	0	0	0	0	0	0	0
TR221	0	0	0	0	0	1	1	0	0	0	1	0
TR222	0	1	1	0	1	0	0	0	0	0	0	0
TR310	0	0	0	0	1	0	0	1	0	0	1	0
TR321	0	0	0	0	0	0	1	0	1	1	1	0
TR322	0	0	0	0	0	0	0	1	0	1	1	1
TR323	0	0	0	0	0	0	0	1	1	0	0	0
TR331	0	0	0	0	1	0	1	1	1	0	0	0
TR332	0	0	0	0	0	0	0	0	1	0	0	0
TR333	0	0	0	0	1	0	0	0	0	0	1	1
TR334	0	0	0	0	0	0	0	0	1	0	1	1
TR411	0	0	0	0	1	0	0	0	0	0	0	0
TR412	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	1
TR413	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
TR421	1	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
TR422	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
TR423	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
TR424	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
TR425	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
TR511	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
TR521	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	1
TR522	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
TR611	0	0	0	0	0	0	0	0	0	1	0	0
TR612	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	1
TR613	0	0	0	0	0	0	0	0	1	1	0	1
TR621	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
TR622	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
TR631	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
TR632	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
TR633	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
TR711	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
TR712	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
TR713	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
TR714	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
TR715	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
TR721	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
TR722	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
TR723	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
TR811	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
TR812	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
TR813	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
TR821	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
TR822	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
TR823	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
TR831	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
TR832	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
TR833	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
TR834	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
TR901	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
TR902	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
TR903	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
TR904	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
TR905	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
TR906	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
TRA11	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0

[illegible]

[illegible]

[illegible]

[illegible]

[illegible]

[illegible]

[illegible]

[illegible]

[illegible]

[illegible]

1	1	1	1	0	0	0	0	0	0	0	0	0
0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
0	0	0	0	1	1	1	0	0	0	0	0	0
0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
0	1	0	0	0	0	0	0	0	1	0	0	1
1	0	1	1	0	0	0	0	0	0	0	0	1
0	1	0	1	0	1	0	0	0	0	0	0	1
0	1	1	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
0	0	0	0	0	0	1	1	0	0	0	0	0
0	0	1	0	0	0	1	0	0	0	0	0	1
0	0	0	0	1	1	0	0	0	0	0	0	0
0	0	0	0	1	0	0	0	0	0	0	0	0
0	0	0	0	0	0	0	0	0	1	1	1	0
1	0	0	0	0	0	0	0	1	0	0	1	1
0	0	0	0	0	0	0	0	1	0	0	0	0
0	0	0	0	0	0	0	0	1	1	0	0	1
1	1	1	0	0	1	0	0	0	1	0	1	0
0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	1	1	1
0	0	0	0	0	1	1	0	0	0	0	0	1
0	0	0	0	1	0	0	1	0	0	0	0	0
0	0	0	0	1	0	1	0	0	0	0	0	0

[illegible]

0	0	0	0
0	0	0	0
0	0	0	0
0	0	0	0
0	0	0	0
0	0	0	0
0	0	0	0
0	0	0	0
0	0	0	0
0	0	0	0
0	0	0	0
0	0	1	1
0	1	0	0
0	1	0	1
0	0	1	0
0	0	0	0
0	0	0	0
0	0	0	0
0	0	0	0
1	0	0	0
1	1	0	0
0	1	1	1
1	0	0	1
1	0	0	1
1	1	1	0



EK - 2: Mekansal Ağırlık Matrisi

	TR100	TR211	TR212	TR213	TR221	TR222	TR310	TR321	TR322	TR323
TR100	0	0.33333	0	0.33333	0	0	0	0	0	0
TR211	0.25	0	0.25	0.25	0	0.25	0	0	0	0
TR212	0	0.0303	0	0.33333	0	0.33333	0	0	0	0
TR213	0.33333	0.33333	0.33333	0	0	0	0	0	0	0
TR221	0	0	0	0	0	0.2	0.2	0	0	0
TR222	0	0.33333	0.33333	0	0.33333	0	0	0	0	0
TR310	0	0	0	0	0.33333	0	0	0.33333	0	0
TR321	0	0	0	0	0	0	0.25	0	0.25	0.25
TR322	0	0	0	0	0	0	0	0.16667	0	0.16667
TR323	0	0	0	0	0	0	0	0.25	0.25	0
TR331	0	0	0	0	0.16667	0	0.16667	0.16667	0.16667	0
TR332	0	0	0	0	0	0	0	0	0.14286	0
TR333	0	0	0	0	0.14286	0	0	0	0	0
TR334	0	0	0	0	0	0	0	0	0.25	0
TR411	0	0	0	0	0.16667	0	0	0	0	0
TR412	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
TR413	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
TR421	0.25	0	0	0	0	0	0	0	0	0
TR422	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
TR423	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
TR424	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
TR425	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
TR511	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
TR521	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
TR522	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
TR611	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0.16667
TR612	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
TR613	0	0	0	0	0	0	0	0	0.2	0.2
TR621	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
TR622	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
TR631	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
TR632	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
TR633	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
TR711	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
TR712	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
TR713	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
TR714	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
TR715	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
TR721	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
TR722	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
TR723	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
TR811	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
TR812	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
TR813	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
TR821	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
TR822	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
TR823	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
TR831	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
TR832	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
TR833	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
TR834	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
TR901	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
TR902	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
TR903	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
TR904	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
TR905	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
TR906	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
TRA11	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0

[illegible]

[illegible]

[illegible]

[illegible]

[illegible]

[illegible]

[illegible]

[illegible]

[illegible]

[illegible]

0.11111	0.11111	0.11111	0	0	0	0	0	0	0	0
0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
0	0	0	0.16667	0.16667	0.16667	0	0	0	0	0
0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
0.16667	0	0	0	0	0	0	0	0.16667	0	0
0	0.2	0.2	0	0	0	0	0	0	0	0
0.16667	0	0.16667	0	0.16667	0	0	0	0	0	0
0.33333	0.33333	0	0	0	0	0	0	0	0	0
0	0	0	0	0	0.2	0.2	0	0	0	0
0	0.16667	0	0	0	0.16667	0	0	0	0	0
0	0	0	0.2	0.2	0	0	0	0	0	0
0	0	0	0.5	0	0	0	0	0	0	0
0	0	0	0	0	0	0	0	0.16667	0.16667	0.16667
0	0	0	0	0	0	0	0.2	0	0	0.2
0	0	0	0	0	0	0	1	0	0	0
0	0	0	0	0	0	0	0.25	0.25	0	0
0.125	0.125	0	0	0.125	0	0	0	0.125	0	0.125
0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0.2
0	0	0	0	0.2	0.2	0	0	0	0	0
0	0	0	0.25	0	0	0.25	0	0	0	0
0	0	0	0.2	0	0.2	0	0	0	0	0

[illegible]

0	0	0	0	0
0	0	0	0	0
0	0	0	0	0
0	0	0	0	0
0	0	0	0	0
0	0	0	0	0
0	0	0	0	0
0.16667	0	0	0	0
0.2	0	0	0	0
0.16667	0	0	0	0
0	0	0	0	0
0	0	0	0.2	0.2
0.16667	0	0.16667	0	0
0	0	0.2	0	0.2
0	0	0	0.5	0
0	0	0	0	0
0.2	0	0	0	0
0	0	0	0	0
0.25	0.25	0	0	0
0	0.125	0.125	0	0
0.2	0	0.2	0.2	0.2
0.2	0.2	0	0	0.2
0	0.25	0	0	0.25
0	0.2	0.2	0.2	0